

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LA RÉFORME QUÉBÉCOISE DE L'ENSEIGNEMENT SCOLAIRE : UNE
ÉTUDE DE L'IMPACT SUR LES COMPÉTENCES COGNITIVES DES
JEUNES

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
DOMINIC PILON

JUILLET 2012

REMERCIEMENTS

Tout d'abord, je tiens à remercier ma directrice Marie Connolly, premièrement parce qu'elle a su me donner l'intérêt pour l'économie du travail et la recherche empirique, deuxièmement car elle a toujours été présente pour mes multiples questions et finalement pour m'avoir offert un support financier via le Fonds québécois de recherche sur la société et la culture. Cet apport m'a grandement été utile pour accomplir ce projet. Merci aussi à Pierre Lefebvre et Philip Merrigan, deux professeurs qui ont toujours montré un intérêt soutenu pour mon sujet et qui m'ont donné de valeureux conseils.

Je veux remercier tout le personnel du CIQSS, premièrement pour avoir cru en moi et m'avoir offert une bourse, et aussi un environnement de travail propice à la recherche. Merci au département d'économie de l'UQAM, collègues, professeurs et personnel administratif, ils sont les raisons pour lesquelles il a été agréable de poursuivre mes études.

Bien évidemment, je tiens à remercier ma conjointe et ses enfants, pour avoir su me divertir en moment opportun et me faire oublier cet exigeant travail l'instant d'un moment. Merci à Patrick, qui m'a accompagné tout au long de la maîtrise, qui a toujours su écouter mes doléances. Finalement, je tiens à remercier ma famille et mes amis qui ont toujours cru en moi et qui m'ont donné la force de poursuivre cette longue aventure.

REMARQUE

Bien que la recherche et l'analyse soient fondées sur certaines des données non-publiques de Statistique Canada, les opinions exprimées ne représentent pas les vues de Statistique Canada.

TABLE DES MATIÈRES

| | Page |
|--|------|
| LISTE DES FIGURES | vi |
| LISTE DES TABLEAUX | vii |
| LISTE DES ABRÉVIATIONS | ix |
| RÉSUMÉ | xi |
| INTRODUCTION | 1 |
| CHAPITRE I | |
| LA RÉFORME SCOLAIRE QUÉBÉCOISE | 6 |
| 1.1 Historique et fondements | 6 |
| 1.2 L'implantation | 8 |
| CHAPITRE II | |
| LES BASES THÉORIQUES ET EMPIRIQUES | 10 |
| 2.1 La théorie du capital humain | 10 |
| 2.2 Les compétences cognitives | 11 |
| 2.3 L'étude des réformes éducationnelles | 14 |
| CHAPITRE III | |
| LES DONNÉES | 17 |
| 3.1 Description de l'enquête utilisée | 17 |
| 3.2 Taux de réponse | 19 |
| 3.3 Les valeurs plausibles | 22 |
| 3.4 L'échantillon de travail | 22 |
| 3.5 Les statistiques descriptives | 23 |
| 3.6 La distribution des résultats aux tests PISA | 25 |
| CHAPITRE IV | |
| LA MÉTHODOLOGIE | 42 |
| 4.1 La méthode de différence-en-différences | 43 |
| 4.2 Les erreurs de couplage | 45 |

| | |
|--|----|
| 4.3 Les valeurs plausibles | 47 |
| CHAPITRE V | |
| LES RÉSULTATS | 49 |
| 5.1 Analyse des données avec les moindres carrés ordinaires | 49 |
| 5.2 Analyse des données avec les régressions par quantile | 53 |
| 5.3 L'analyse des données pour les élèves ayant atteint la 10e année seulement . | 54 |
| CONCLUSION | 84 |
| RÉFÉRENCES | 88 |

LISTE DES FIGURES

| Figure | Page |
|--|------|
| 3.1 Distribution de compétences en lecture | 26 |
| 3.2 Distribution de compétences en mathématiques | 27 |
| 3.3 Distribution de compétences en sciences | 28 |

LISTE DES TABLEAUX

| Tableau | Page |
|--|------|
| 1.1 Calendrier d'implantation de la réforme scolaire | 8 |
| 3.1 Définition des compétences clés du PISA | 18 |
| 3.2 Échantillon et taux de réponse des différentes cohortes PISA | 21 |
| 3.3 Liste des variables créées à l'aide de l'enquête PISA | 29 |
| 3.4 Distribution des élèves selon le statut public/privé de l'école par province | 33 |
| 3.5 Proportion d'étudiants à l'école privée par cohorte | 33 |
| 3.6 Proportion d'élèves par année scolaire et période de naissance | 34 |
| 3.7 Moyennes du PISA en lecture selon diverses caractéristiques | 35 |
| 3.8 Moyennes du PISA en mathématiques selon diverses caractéristiques . . . | 37 |
| 3.9 Moyennes du PISA en sciences selon diverses caractéristiques | 39 |
| 3.10 Différents centiles du test PISA par cohorte et région | 41 |
| 4.1 Erreur de couplage | 46 |
| 5.1 DID par MCO sur les compétences en lecture | 57 |
| 5.2 DID par MCO sur les compétences en mathématiques | 59 |
| 5.3 DID par MCO sur les compétences en sciences | 61 |
| 5.4 DID selon diverses conditions | 63 |

| | | |
|------|--|----|
| 5.5 | Impact sur les centiles des compétences en lecture | 66 |
| 5.6 | Impact sur les centiles des compétences en mathématiques | 69 |
| 5.7 | Impact sur les centiles des compétences en sciences | 72 |
| 5.8 | DID selon diverses conditions pour les élèves en 10e année | 75 |
| 5.9 | Impact sur les centiles des compétences en lecture - 10e année | 78 |
| 5.10 | Impact sur les centiles des compétences en mathématiques - 10e année . | 80 |
| 5.11 | Impact sur les centiles des compétences en science - 10e année | 82 |

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

| | |
|-------|---|
| AB | Alberta |
| CB | Colombie-Britannique |
| CIQSS | Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales |
| CITE | Classification internationale type de l'éducation |
| DID | Différence-en-différences |
| EJET | Enquête sur les jeunes en transition |
| ELNEJ | Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes |
| ÎPE | Île-du-Prince-Édouard |
| ISEI | Indice international socio-économique du statut professionnel (« International socio-economic index of occupational status ») |
| MB | Manitoba |
| MCO | Moindres carrés ordinaires |
| NB | Nouveau-Brunswick |
| NÉ | Nouvelle-Écosse |
| OCDE | Organisme de coopération et de développement économiques |
| ON | Ontario |
| PIB | Produit intérieur brut |
| PIRLS | Programme international de recherche en lecture scolaire |
| PISA | Programme international de suivi des acquis |
| QC | Québec |
| QREG | Régression par quantile |
| Q10 | 10ème centile |

| | |
|-------|--|
| Q25 | 25ème centile |
| Q50 | Médiane |
| Q75 | 75ème centile |
| Q90 | 90ème centile |
| RDC | Reste du Canada (toute les provinces sauf le Québec) |
| SK | Saskatchewan |
| TIMSS | Test international d'étude en mathématiques et en sciences (« Trends in International Mathematics and Science Study ») |
| TN | Terre-Neuve |

RÉSUMÉ

Au tournant de l'an deux mille, le gouvernement québécois a décidé de réformer le système d'éducation québécois. Guidée par de nombreuses études faites préalablement la réforme est motivée par le désir d'offrir de meilleurs outils aux jeunes Québécois.

La présente analyse a pour but d'examiner l'évolution des compétences cognitives des jeunes Québécois de 15 ans à la suite de la réforme scolaire implantée. Réforme ayant pour but d'accroître le nombre d'étudiants atteignant la réussite. L'analyse repose sur les données du Programme international de suivi des acquis de l'OCDE pour les cohortes des années 2000, 2003, 2006 et 2009. L'accent est mis sur les trois compétences clés incluses dans l'enquête (lecture, mathématiques et science), connaissant l'importance des compétences cognitives comme déterminant de la poursuite des études, du salaire futur, etc. Nous estimons premièrement des équations de capital humain avec le modèle de différence-en-différences et la méthode des moindres carrés ordinaires. Par la suite, l'analyse est étendue à l'impact sur la distribution des compétences à l'aide des régressions par quantile. Des variables de contrôle sont introduites au niveau des caractéristiques des élèves, de l'école et des caractéristiques socio-économiques. La différenciation est premièrement faite entre les étudiants québécois et ceux du reste du Canada et ensuite entre les cohortes pré-réforme et post-réforme.

L'analyse des résultats des régressions est surprenante. Concernant les compétences en lecture aucun changement n'est détecté avec la méthode des moindres carrés ordinaires. Au niveau des régressions par quantile une influence négative a été subie au 90e centile. Pour les compétences en mathématiques, elles ont subi un impact positif en utilisant les moindres carrés ordinaires et au bas de la distribution en utilisant les régressions par quantile. Par contre, cet effet a seulement atteint les garçons. Concernant les compétences en sciences, elles n'ont pas été affectées par la réforme. La réforme n'a donc pas atteint son objectif puisque seuls les garçons semblent avoir été atteints positivement par la réforme et puisqu'aucun changement positif et significativement différent de zéro n'est relevé.

Mots clés : Compétences cognitives, PISA, réforme scolaire, différence-en-différences, valeurs plausibles, régression par quantile, éducation québécoise.

INTRODUCTION

Le souci premier d'un parent est le bien-être de son enfant. La plupart des parents désirent lui offrir tout ce qu'il y a de mieux. On peut penser à une bonne présence parentale, de bons jouets éducatifs, une maison pour qu'ils puissent jouer dans le jardin, un bon voisinage, la meilleure garderie et une bonne éducation. Les parents tentent d'en offrir beaucoup plus, mais ce qu'ils désirent plus que tout c'est que leurs enfants se développent au maximum de leurs capacités. Plusieurs choix des parents envers leurs enfants permettront de fonder leur caractère, leur personnalité, leurs habiletés et leurs connaissances.

Bien que les enfants doivent une grande partie de ce qu'ils deviendront à leurs parents, la plupart de leurs connaissances seront acquises au cours de leur cheminement scolaire et c'est principalement pour cette raison que le choix de l'école est un choix délicat qui devra être fait par les parents. Souvent, un compromis devra être fait entre la qualité de l'institution scolaire et le coût de l'éducation. Au Canada l'éducation primaire et secondaire est gratuite, on y offre une éducation française, anglaise ou d'immersion. Les parents peuvent décider d'envoyer leurs enfants dans une école privée¹, en opposition à l'école publique, dans l'espoir que leurs enfants obtiennent un meilleur encadrement et une meilleure éducation. Les parents peuvent aussi choisir de déménager dans une région où l'éducation semble favorable ou dans une région regroupant un plus grand nombre d'institutions.

Hormis les choix préalablement expliqués et bien sûr les leçons à la maison, les parents n'ont pas de regard sur le contenu de l'enseignement qui sera offert à leurs enfants. Au Canada, l'éducation est de compétence provinciale, c'est-à-dire que les programmes

1. Les établissements d'éducation privés demandent aux parents de déboursier des frais afin que leurs enfants puissent étudier dans leurs établissements, contrairement aux établissements publics.

d'éducation relèvent des différents paliers gouvernementaux des provinces. C'est donc à ce niveau que sont prises les décisions concernant différents programmes de formation qui seront suivis par les étudiants. L'éducation se doit d'être une priorité pour le gouvernement ; nous savons qu'elle mène vers une société prospère.

Au Québec, la mission du ministère de l'Éducation est :

d'élaborer et de proposer au gouvernement des politiques relatives aux domaines de l'éducation préscolaire, de l'enseignement primaire et secondaire, de l'enseignement collégial ainsi que de l'enseignement et de la recherche universitaires [...] notamment : de promouvoir l'éducation, le loisir et le sport ; de contribuer, par la promotion, le développement et le soutien de ces domaines, à l'élévation du niveau scientifique, culturel et professionnel ainsi que du niveau de la pratique récréative et sportive de la population québécoise et des personnes qui la composent ; de favoriser l'accès aux formes les plus élevées du savoir et de la culture à toute personne qui en a la volonté et l'aptitude ; de contribuer à l'harmonisation des orientations et des activités avec l'ensemble des politiques gouvernementales et avec les besoins économiques, sociaux et culturels. (Ministère de l'Éducation, 2008)

Et c'est avec cette mission en tête que le gouvernement du Québec a implanté la dernière réforme scolaire.

Lors de l'année scolaire de 2000-2001, le gouvernement du Québec procédait à l'implantation d'une réforme de l'enseignement aux niveaux préscolaire, primaire et secondaire. Le ministère de l'Éducation annonçait alors que cette réforme allait « préparer les citoyens de demain à mieux relever les défis auxquels ils devront faire face » (Ministère de l'Éducation, 2001, p. 2). Le plus récent programme de réformes datait alors de 1960. Cette réforme cherchait à mettre à jour le programme de formation afin de s'assurer que les enfants jouissent d'un contenu disciplinaire des plus récents. Le programme a donc été modifié afin d'y inclure diverses compétences transversales qui s'ajoutent aux compétences générales essentielles. Ces compétences transversales sont basées sur le savoir-agir et permettront au jeune d'apprendre à utiliser et mobiliser ses ressources efficacement. Le gouvernement cherchait à mettre l'accent sur l'apprentissage afin de solliciter les enfants sur le plan intellectuel tout en leur permettant de faire

différentes activités les menant à établir des liens entre les différents apprentissages.

L'implantation d'une telle réforme est un signe positif de la part du gouvernement en ce qui a trait à l'engagement qu'il prend envers l'éducation des jeunes. Un changement de cette ampleur² doit être bien fait. Les parents confient leurs enfants au système d'éducation et font confiance au gouvernement en ce qui concerne les programmes. Les parents ne veulent pas que leurs enfants subissent une réforme qui se transformerait en échec. C'est pour cette raison que les multiples études qui ont été conduites avant d'annoncer la réforme seront expliquées. Ces études préalables sont d'une grande importance puisque l'instauration d'une telle réforme est longue et que le délai avant de pouvoir en évaluer l'impact est grand³.

Un récent rapport détaillant les premiers résultats de l'enquête du Programme international de suivi des acquis (PISA) 2009 nous dit entre autres qu'entre 2000 et 2009, nous avons assisté à une baisse significative des scores en lecture au Québec ainsi que dans cinq autres provinces. Ce rapport démontre aussi une diminution significative (environ 5 %) de la proportion d'étudiants canadiens ayant obtenu un niveau supérieur en ce qui concerne le rendement en lecture. Ceci est aussi vrai au niveau du Québec (baisse d'environ 6 %). Ces diminutions sont beaucoup plus importantes que celle qui est reflétée par la moyenne des 65 pays de l'OCDE (environ 1 %). « Dans une économie mondiale, cette diminution pourrait être un présage d'une éventuelle perte de compétitivité [pour le Canada] à l'avenir » (Statistique Canada, 2010, p. 39).

L'intérêt particulier de ce programme de réforme provient du fait qu'il survient au moment où les différents programmes de formation des autres provinces canadiennes étaient à l'état stable. De ce fait naît l'opportunité d'évaluer la performance des étudiants du Québec comparativement au reste du Canada, afin de tenter de souligner

2. La réforme scolaire implantée par le ministère de l'Éducation du Québec était une réforme qui touchait tous les niveaux d'éducation obligatoire au Québec.

3. Le délai entre l'implantation de la réforme québécoise et la première cohorte l'ayant subi complètement est de 10 ans (cf. 1.2 page 9).

l'impact de cette réforme sur le savoir de nos étudiants. Dans ce mémoire, je vais évaluer l'impact de cette réforme sur les compétences cognitives des jeunes. Les compétences cognitives sont reconnues comme étant une bonne mesure du capital humain et aussi comme étant fortement liées au salaire futur des élèves et à la probabilité qu'ils poursuivent leurs études à des niveaux supérieurs. Il est important de vérifier l'impact sur les étudiants aussitôt que possible afin de pouvoir corriger le tir advenant une dégradation des compétences cognitives des jeunes. Je serai en mesure de constater l'impact de cette réforme sur les étudiants.

Afin d'appuyer mes recherches, j'utiliserai principalement les données du PISA. Le PISA « est un projet mené par l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) conçu pour fournir des indicateurs internationaux, pertinents au niveau des politiques, des connaissances et des savoir-faire des élèves âgés de 15 ans » (PISA Canada, 2010) et il fournit des données, qu'aucune autre enquête n'a au Canada, sur les compétences cognitives. En l'an 2000, l'OCDE a lancé le PISA, programme que l'organisme a répété tous les 3 ans. Nous avons maintenant quatre cohortes (2000, 2003, 2006, 2009). Le Canada a adhéré au programme depuis ses débuts, de sorte que pour chaque cohorte, entre 22 000 et 30 000 « élèves de 15 ans sélectionnés dans plus de 1 000 écoles ont participé à l'enquête du PISA afin de recueillir des renseignements à l'échelon provincial et de faire des estimations pour les deux groupes linguistiques officiels » (PISA Canada, 2010). Le PISA comprend trois volets : la compréhension de l'écrit, la culture mathématique et la culture scientifique. Ce sont ces compétences cognitives que je testerai.

Premièrement, je ferai un travail de documentation sur les principales tendances qui se dégagent de l'enquête (PISA). Par la suite, je soulèverai les tendances temporelles se dégageant des quatre cohortes du PISA. Sachant que la réforme a été lancée en 2000, la cohorte 2009 de l'évaluation PISA conduite en avril et en mai 2009 inclut les étudiants ayant subi la réforme. Ainsi, les cohortes 2000, 2003 et 2006 seront les cohortes pré-réforme. Celles-ci nous permettront de faire des comparaisons entre les différents résultats et d'estimer l'impact de la réforme. Ces comparaisons seront faites à

l'aide d'une méthode de différence-en-différences qui est maintenant bien établie dans le domaine de l'économie du travail et dans l'analyse de changement de politiques. L'idée est d'utiliser un groupe contrôle n'ayant pas subi la réforme afin d'isoler l'effet causal de la réforme. Je vais aussi comparer les distributions des cohortes du PISA, de façon à relever les différences entre les cohortes touchées par la réforme et les jeunes du Québec de ceux du reste du Canada, afin de comprendre l'impact de la réforme et ce à différents points de la distribution des compétences.

L'étude se distingue des études antérieures pour plusieurs raisons. Premièrement, nous disposons d'une expérience naturelle qui est unique dû au fait que celle-ci ne s'est appliquée qu'à une région au pays. Deuxièmement, les données sont nouvelles, les résultats de la cohorte 2009 du PISA n'ayant été publiés que très récemment. Bien que Haeck, Lefebvre et Merrigan (2011) ont étudié l'impact de la réforme sur les résultats en mathématique, à ce jour, aucune enquête n'a fait de comparaison avec la cohorte précédente du PISA au Canada. Finalement, ce mémoire sera la première étude de cette réforme incluant plusieurs compétences cognitives. Trois différentes compétences seront testées et comparées pour analyser l'impact de la réforme.

Le mémoire est divisé en plusieurs sections. Le chapitre I traite de la réforme scolaire, son historique et ses fondements, ainsi que son implantation. Le chapitre II traite des bases théoriques et empiriques et des travaux précédents analysant certaines réformes d'éducation. Le chapitre III décrit les données utilisées dans le mémoire. Le chapitre IV expose la méthodologie et le chapitre V contient l'analyse des résultats des régressions. Une dernière section est consacrée à la conclusion du mémoire.

CHAPITRE I

LA RÉFORME SCOLAIRE QUÉBÉCOISE

1.1 Historique et fondements

La réforme scolaire implantée au Québec dans les années 2000 est le sujet d'une longue réflexion collective de la part de la société québécoise. La dernière réforme, datant des années 1960 des suites de la Commission Parent, avait pour but d'ouvrir les portes de l'école à tous. Au début des années 1990, on constate que « de toute évidence, la vie familiale, les relations sociales, les structures économiques, l'organisation du travail et la place de la technologie dans la vie quotidienne ont évolué ; l'individu doit aujourd'hui répondre à de nouvelles exigences personnelles et professionnelles » (Ministère de l'Éducation, 2001, p. 2). Les objectifs de la société ayant changé, et faisant face à une société en constante évolution, un réajustement des objectifs du système d'éducation s'impose.

De multiples rapports et études ont étoffé la réflexion collective en cours. Principalement commandées par le ministère de l'Éducation, ces études ont servi d'assises à la présente réforme. Notons d'abord le rapport du groupe de travail sur les profils de formation au primaire et au secondaire. Celui-ci relève qu'il faudra maintenant tenir compte de l'internationalisation, de la mondialisation, de l'explosion des connaissances, du développement des technologies et de la complexification de la vie en société (Groupe de travail sur les profils de formation au primaire et au secondaire, 1994).

Par la suite, un rapport émis propose dix chantiers à entreprendre pour réformer le

système d'éducation, ceux-ci concernant principalement la vie pédagogique et l'organisation du système d'éducation (Commission des états généraux sur l'éducation, 1996). Aussi, le ministre de l'Éducation a fait la commande d'un rapport étalant une liste de recommandations sur les changements à apporter au curriculum du primaire et du secondaire afin de répondre aux nouvelles exigences auxquelles la société fait face. Combiné avec le rapport de la commission des états généraux sur l'éducation, *Réaffirmer l'école* (Groupe de travail sur la réforme du curriculum, 1997), ils deviennent alors les principaux piliers de la présente réforme.

Dévoilé en 1997, *Tout un programme* est l'annonce de l'implantation de la réforme. La réforme est alors prévue pour la rentrée de septembre 1999. Le document précise la mission de l'école, les changements au curriculum, certains dispositifs à ajuster et les méthodes de suivi et d'évaluation de la réforme. Les missions de l'école deviennent alors : instruire (avec une volonté réaffirmée), socialiser (pour apprendre à mieux vivre ensemble) et qualifier (selon des voies diverses). En résumé, l'essence de ces missions est de donner de l'importance aux activités de développement des activités intellectuelles et de la maîtrise du savoir, de préparer les jeunes à savoir vivre en collectivité, devenir des citoyens responsables intégrés socialement, définir le curriculum de base et mettre l'accent sur la formation professionnelle (Ministère de l'Éducation, 1997). L'énoncé de politique éducative cherche à faire un virage et à « passer de l'accès à l'éducation du plus grand nombre d'élèves au succès du plus grand nombre » (Ministère de l'Éducation, 1997, p. 3).

La réponse à cet énoncé a été entendue, puisque c'est à la suite de plusieurs commentaires obtenus de la part des professionnels du milieu scolaire que le gouvernement a amorcé une révision du programme qui a été publiée et adressée au personnel enseignant de l'éducation préscolaire et de l'enseignement primaire. *Le Programme de formation de l'école québécoise* (Ministère de l'Éducation, 2001) avait pour but de préciser et simplifier le précédent. Agissant à titre de document ministériel officiel, il définit encore et toujours les apprentissages essentiels à la formation des jeunes (Ministère de l'Éducation, 2001). Selon le ministère de l'Éducation, ce document

Tableau 1.1: Calendrier d'implantation de la réforme scolaire québécoise

| Niveau | Primaire | | | Secondaire | | | | |
|-----------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|-----------------------|----------------|----------------|----------------------|----------------|
| | 1 ^{er} cycle | 2 ^e cycle | 3 ^e cycle | 1 ^{er} cycle | | | 2 ^e cycle | |
| | 1 ^{er} et 2 ^e | 3 ^e et 4 ^e | 5 ^e et 6 ^e | 1 ^{er} | 2 ^e | 3 ^e | 4 ^e | 5 ^e |
| Année scolaire ^a | 2000 | 2001 | 2003 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 |

Source : (Ministère de l'Éducation, 2004a)

^a L'année scolaire débute en septembre de l'année mentionnée.

devrait « permettre de préparer les citoyens de demain à mieux relever les défis auxquels ils devront faire face » (Ministère de l'Éducation, 2001). Quant aux programmes de formation de l'école québécoise du premier cycle et du deuxième cycle de l'enseignement secondaire, ils ont été remis aux responsables du milieu scolaire respectivement en 2004 et en 2007. Ils sont construits dans un esprit de continuité de sorte que les objectifs et missions demeurent identiques à ceux formulés au début du programme (Ministère de l'Éducation, 2004b ; Ministère de l'Éducation, 2007).

1.2 L'implantation

La réforme telle que précédemment présentée est présentement complètement implantée dans le système d'éducation. Initialement planifiée pour débiter en maternelle dès la rentrée 1999, l'implantation a eu lieu en septembre 2000. De plus, l'échéancier d'implantation n'a pas été respecté de sorte que l'application de cette réforme a pris fin en 2009-2010¹. Le calendrier complet d'implantation est présenté dans le tableau 1.1.

Nous avons donc une réforme qui a débuté en 2000-2001 avec des étudiants de 6 ans et qui s'est terminée en 2009-2010 avec des jeunes de 17 ans dans le cas d'un cheminement régulier. La première cohorte d'élèves ayant subi la réforme tout au long de leur parcours scolaire est donc celle finissant en 2010 et étant née en 1994. C'est

1. Pour les élèves du cinquième secondaire.

avec une cohorte ayant subi la réforme de façon presque complète et en comparant avec une cohorte ne l'ayant pas subi que je tenterai d'analyser l'impact de celle-ci sur les étudiants.

CHAPITRE II

LES BASES THÉORIQUES ET EMPIRIQUES

Afin d'analyser l'impact de la réforme, il est requis de déterminer les bases théoriques et empiriques sur lesquelles reposera l'outil de mesure. Il est important de trouver un outil de mesure qui s'appuie sur des résultats empiriques significatifs et sur une théorie s'accordant avec les objectifs de cette réforme scolaire.

2.1 La théorie du capital humain

Un projet d'investissement ne s'effectue que si la valeur actuelle nette espérée est positive. Ce qui veut dire que les coûts doivent nécessairement être inférieurs aux bénéfices. Pour un néophyte, un investissement en éducation pourrait sembler ne pas produire de bénéfices. Cependant, ce type d'investissement devrait produire du capital humain. Le capital humain peut être défini comme l'accumulation de connaissances générales ou spécifiques, de compétences et d'attributs personnels qui mènent à former un ensemble de capacité de production. La notion de capital fait référence au fait qu'il peut s'accumuler, mais aussi se détériorer (Becker, 1964).

La théorie du capital humain (Mincer, 1958 ; Becker, 1964) nous indique que l'éducation est un investissement qui produit des revenus dans le futur grâce aux compétences acquises. Premièrement et normalement, les compétences sont acquises grâce à la formation générale (l'éducation scolaire). L'agent économique procède donc à un

investissement monétaire¹ et un investissement en termes de temps² et, par la suite, à travers l'expérience acquise dans divers domaines au cours de sa vie. En addition, au long de sa carrière un individu peut augmenter son stock de capital humain en suivant de la formation professionnelle. Comme tout type d'investissement, ceux-ci se font principalement dans l'espoir de les rentabiliser. Pour y arriver, il espérera donc un salaire plus élevé dans le futur. Cette augmentation de salaire futur qui sera par la suite actualisée devra couvrir les coûts directs et indirects. En somme, l'individu cherche à égaliser son coût marginal avec sa productivité marginale. Bien que selon la théorie du capital humain l'éducation soit un important déterminant de la capacité de production, il est important de mentionner que l'éducation (ou formation) qu'un agent acquiert n'est pas le seul facteur qui influencera la capacité de production de celui-ci. Plusieurs sont relevés par les auteurs : le stock d'habiletés intrinsèques, la santé, la famille, etc.

La théorie du capital humain montre l'importance que peut avoir une réforme ou un changement des modes d'éducation d'un pays. Puisque l'accumulation de compétences (capital humain) se traduit en capacité de production, il est important de peser l'importance des actions qui sont posées sur le système d'éducation. Une dégradation des capacités de production d'un pays due à un changement dans le système d'éducation pourrait être très coûteuse macroéconomiquement pour un pays, mais pourrait aussi être difficile et longue à renverser.

2.2 Les compétences cognitives

Dans son livre, Becker (1964) montre l'impact de l'obtention du diplôme d'études secondaires comparativement aux études primaires sur le salaire et ce, à diverses périodes au cours de la vie des individus. Bien que ce calcul de retour sur l'investissement soit

1. L'investissement monétaire est un investissement direct qui se traduit principalement par les sommes dépensées pour les frais de scolarité, les livres, le logement, etc.

2. L'investissement en temps est un investissement indirect. Il doit être compris dans le sens conditionnel. Par exemple, l'individu qui renonce à un salaire immédiat pour pouvoir poursuivre ses études. Ce type de coût est souvent appelé coût de renonciation ou coût d'opportunité.

positif et très intéressant³, il semble cependant un peu difficile de supposer que le niveau de compétences acquises par chacun des étudiants est le même étant donné leur niveau d'étude. Il est facile de croire qu'un élève ayant terminé ses études secondaires dans le haut de la distribution des notes scolaires ait un bagage de connaissances beaucoup plus grand que l'élève qui obtient le même diplôme, mais tout en étant dans le bas de la distribution.

Pour cette raison, plusieurs économistes ont étudié la question et ont déterminé qu'il était préférable d'utiliser les niveaux de compétences cognitives afin d'estimer l'impact de l'éducation sur divers facteurs (Murnane, Willett et Levy, 1995 ; Cameron et Heckman, 1998). Les compétences cognitives sont la capacité à assimiler de nouvelles connaissances. Elles se traduisent donc par une meilleure assimilation des savoirs de base⁴. Il a été démontré qu'entre les années 70 et 80 les compétences cognitives sont devenues un déterminant du salaire beaucoup plus important (Murnane, Willett et Levy, 1995). Dans un même ordre d'idée, Bishop (1989) ainsi que plusieurs autres (Grogger et Eide, 1995 ; Blackburn et Neumark, 1995 ; Neal et Johnson, 1996 ; Mulligan, 1999 ; Murnane *et al.*, 2000 ; Lazear, 2003) tirent les mêmes conclusions, c'est-à-dire que le rôle des compétences cognitives est particulièrement important dans celui de la détermination des salaires.

Tel que précédemment cité, beaucoup d'économistes ont abordé le sujet de l'impact des compétences cognitives sur le salaire. Quatre travaux récents se sont penchés sur la question et leurs résultats sont semblables. Ils suggèrent que l'augmentation d'un écart-type en terme de performance en mathématiques à la fin des études secondaires se traduit en augmentation de 12 % du salaire annuel (Hanushek et Woessmann, 2008,

3. Ici seulement le signe de l'impact est retenu. Je m'abstiens de donner les résultats puisque ceux-ci ont été estimés avec une cohorte d'hommes blancs vivant en région urbaine en 1939. Le marché de l'emploi ayant nécessairement changé au fil des années, l'ampleur de l'impact n'est probablement plus représentatif.

4. Selon l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE), les compétences clés (savoirs de bases) permettant à un jeune adulte d'affronter la vie en société et le marché de l'emploi sont la compréhension de l'écrit, la culture mathématique et la culture scientifique (OCDE, 2000).

p. 11). Murmane *et al.* (2000) démontrent le lien entre le niveau cognitif à l'école secondaire et leurs estimations suggèrent une augmentation de 15 % pour les hommes et 10 % pour les femmes par écart-type⁵. Lazear (2003) suggère une augmentation de 12 % avec un échantillon plus jeune⁶ et Mulligan (1999) dénote une augmentation de 11 %⁷. Ces effets doivent être compris comme étant l'augmentation des revenus pour chaque année avec des compétences cognitives fortes.

D'un différent point de vue, Tyler, Murmane et Willett (1999) démontrent l'importance de ces compétences pour les étudiants qui n'arriveront pas à terminer leurs études secondaires. Leurs tests sont différenciés pour tenir compte des groupes ethniques et du sexe, ils démontrent en tous points qu'il est préférable au niveau salarial d'avoir de bonnes habiletés cognitives à la fin de leurs études.

Aussi, une autre facette importante de l'impact des compétences cognitives vient du lien entre celles-ci et la probabilité de continuer ses études. Il existe des évidences importantes que les meilleurs étudiants aux tests standardisés de compétences⁸ ont tendance à faire de plus longues études. Il est démontré que la variation dans les scores aux tests explique une proportion importante de la variation dans la probabilité de terminer ses études secondaires ainsi que la probabilité de continuer à étudier au niveau supérieur (Rivkin, 1995). Hanushek, Rivkin et Taylor (1996) trouvent les mêmes résultats. De façon complémentaire, Hanushek et Pace (1995) ont montré que l'achèvement des études collégiales est corrélé de façon significative avec de fortes habiletés cognitives. Toutes les études précédentes étant faites sur le marché de l'emploi des États-Unis, il est intéressant de constater qu'une étude a fait état du même type de résultats relative-

5. Résultats estimés en utilisant le Sondage national longitudinal des classes d'écoles secondaires de 1972 (National Longitudinal Survey of the High School Class of 1972).

6. Résultats estimés en utilisant l'Étude nationale longitudinale de l'éducation de 1988 (National Education Longitudinal Study of 1988).

7. Résultats estimés en utilisant le Sondage national longitudinal des jeunes (National Longitudinal Survey of Youth).

8. Par exemple les tests du Programme international de suivi des acquis (PISA).

ment au marché du travail canadien (Knighton et Bussière, 2006). Utilisant les données du PISA administré par l'OCDE ils ont déterminé qu'un meilleur score à l'âge de 15 ans mène à un meilleur taux d'accès aux études postsecondaires pour les jeunes de 19 ans.

Finalement, en ce qui concerne la croissance économique du pays, il a été démontré qu'une augmentation de 25 points du score PISA sur une durée de 20 ans mènerait à une augmentation du produit intérieur brut (PIB) de plus de 3 % par rapport à ce qu'il aurait été sans cette augmentation. Bien que l'effet initial soit nul, celui-ci se manifeste lorsque les étudiants rejoignent la population active. Il est aussi mentionné que cet effet augmente au fil des années (Hanushek et Woessmann, 2010).

En somme, étant donné qu'il existe un consensus et considérant les liens irréfutables entre le salaire et les compétences cognitives, il devient évident que celles-ci, aussi appelées habiletés cognitives, sont une bonne mesure de la réussite sociale future d'un individu. Dans notre société moderne, une société dite du savoir, l'éducation de la prochaine population active est un objectif qui doit constamment être renforcé et évalué. La société contemporaine vise normalement à ce que les étudiants progressent et persistent autant que possible dans leurs études et génèrent de la richesse. L'évaluation des compétences cognitives des jeunes terminant leurs études secondaires obligatoires constitue une opportunité en or de déterminer les tendances de notre système d'éducation. L'objectif de la nouvelle réforme scolaire (cf. 1.1 page 7) donne un argument additionnel à l'utilisation des habiletés cognitives comme point central de ma recherche.

2.3 L'étude des réformes éducationnelles

Dans un autre ordre d'idée, il est important de mentionner que quelques auteurs ont préalablement effectué l'évaluation de réformes des systèmes d'éducation ou de lois régissant l'éducation. Aux États-Unis, l'impact de la scolarité obligatoire a fait l'objet de beaucoup d'études. Angrist et Krueger (1991) ont étudié l'impact des études obligatoires sur les revenus futurs. Dans un autre ordre d'idée, Acemoglu et Angrist (2001) ont calculé

le retour sur l'investissement en éducation à l'aide de l'éducation obligatoire. Bien que ces études semblent distantes du sujet de ce mémoire, elles démontrent l'utilisation d'une expérience naturelle pour évaluer l'impact de diverses lois. Aux États-Unis, les lois sont différentes entre chacun des États et permettent ce genre d'étude.

Plus directement, au cours des années 60, la Suède a fait l'objet d'une réforme du système scolaire. Cette réforme scolaire incluait notamment le rehaussement de la durée obligatoire d'éducation, l'amollissement de l'accès aux études secondaires sur la base des résultats scolaires et l'imposition d'un curriculum national. Comme mentionné par Meghir et Palme (2005), puisque cette réforme a été implantée région par région, cette dernière offre alors une opportunité unique d'analyse. Afin d'arriver à leurs buts, les auteurs utilisent une méthode de différence-en-différences pour étudier le niveau d'instruction et les revenus. Ils découvrent des impacts positifs de cette réforme sur le niveau d'éducation et les revenus. Cette recherche s'approche des aspirations méthodologiques de ce mémoire. Cependant, la réforme québécoise étant très récente, nous ne disposons pas d'information sur les niveaux de scolarité et les revenus des étudiants ayant vécu la réforme, l'analyse de l'impact de cette réforme se fera via les compétences cognitives.

Un excellent exemple du travail de recherche qui sera fait dans ce mémoire peut être représenté par le travail de Lüdemann (2011), qui utilise une méthode de différence-en-différences pour dépeindre l'impact d'un changement dans les politiques éducatives germaniques. Tout comme la réforme québécoise, cette dernière, qui consiste à introduire un examen terminal de sortie aux différents niveaux scolaires, pourrait avoir influé sur les compétences cognitives des jeunes de 15 ans. En addition à la méthodologie de ce mémoire qui sera proche de celle employée par l'auteur, cette dernière recherche a été effectuée à l'aide des données du PISA. De plus, la réforme observée a déjà fait l'objet d'une étude économique. Haeck, Lefebvre et Merrigan (2011), qui utilisent les données de Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), trouvent un rendement décevant en ce qui concerne les compétences en mathématiques en utilisant des méthodes de différence-en-différences et d'autres méthodes de différence-en-différences pour des variables non-linéaires (« change-in-change »). Le présent mémoire ira plus loin

et observera le changement sur trois différentes compétences.

CHAPITRE III

LES DONNÉES

3.1 Description de l'enquête utilisée

Tel que mentionné dans les chapitres précédents, les principales données utilisées sont les données du Programme international de suivi des acquis administré par l'OCDE. Ce programme a été lancé en 2000 afin d'avoir un programme international qui évaluera de façon régulière et cohérente la performance des jeunes de 15 ans. La période a été choisie puisqu'elle coïncide de près avec la fin de l'école obligatoire et qu'elle permet de savoir si les jeunes adultes sont prêts à relever les défis que la société de la connaissance leur offrira. L'établissement d'un tel programme permet premièrement de comparer les différents pays participant au programme, mais aussi il consiste en un engagement de la part des pays membres de l'OCDE à effectuer un suivi soutenu de leur système d'éducation (OCDE, 2001).

L'évaluation du PISA se concentre sur ce dont les jeunes « auront besoin dans leur vie future et son propos est d'évaluer ce qu'ils vont pouvoir faire grâce à ce qu'ils ont appris » (OCDE, 2001, p. 14). Plus directement, cette évaluation porte sur trois différentes compétences clés : la compréhension de l'écrit, la culture mathématique et la culture scientifique (les définitions complètes sont dans le tableau 3.1). Au-delà des compétences cognitives testées, beaucoup de renseignements contextuels ont été recueillis au sujet des étudiants, des parents et de l'établissement scolaire. Chacune des enquêtes teste les trois compétences clés, cependant, pour chacune des cohortes, l'accent est mis

sur une compétence en particulier. Lors de la première cohorte, l'accent a été mis sur la compréhension de l'écrit ; en 2003, l'accent était sur la culture mathématique ; en 2006, l'accent était sur la culture scientifique et ainsi de suite. Les scores de compétences en lecture, en mathématiques et en sciences sont toujours exprimés sur une échelle de 500 avec un écart-type de 100 (Statistique Canada, 2010). « Environ les deux tiers des élèves des pays membres de l'OCDE ont obtenu un score compris entre 400 et 600 (c.-à-d. situé à un écart-type de la moyenne) » (Statistique Canada, 2010, p. 29).

Tableau 3.1: Définition des compétences clés du PISA

La compréhension de l'écrit

Comprendre l'écrit, c'est non seulement comprendre et utiliser des textes écrits, mais aussi réfléchir à leur propos. Cette capacité devrait permettre à chacun de réaliser ses objectifs, de développer ses connaissances et son potentiel et de prendre une part active dans la société.

La culture mathématique

La culture mathématique est l'aptitude d'un individu à identifier et à comprendre le rôle joué par les mathématiques dans le monde, à porter des jugements fondés à leur propos et à s'engager dans des activités mathématiques, en fonction des exigences de sa vie en tant que citoyen constructif, impliqué et réfléchi.

La culture scientifique

La culture scientifique est la capacité à utiliser des connaissances scientifiques pour identifier les questions auxquelles la science peut apporter une réponse et pour tirer des conclusions fondées sur des faits en vue de comprendre le monde naturel ainsi que les changements qui y sont apportés par l'activité humaine et de contribuer à prendre des décisions à leur propos.

Source : (OCDE, 2005)

Le Canada a adhéré au programme dès le début. Entre 22 000 et 30 000 élèves dans plus de 1 000 écoles ont été consultés. L'évaluation est un test papier de deux heures qui est constitué de tests de lectures, de mathématiques et de sciences, d'un questionnaire contextuel de 20 minutes et d'un questionnaire à remplir par le directeur d'école (Statistique Canada, 2001). La méthode d'échantillonnage consiste en deux degrés. Le premier est au niveau de la sélection systématique de diverses écoles fréquentées par des élèves de 15 ans, en fonction du nombre d'élèves admissibles inscrits (Ministère de l'Éducation, 2010). Au Canada, l'échantillonnage a été fait afin d'obtenir « des estimations fidèles pour chaque province et pour chacun des systèmes scolaires anglophones et francophones » (Ministère de l'Éducation, 2010). Le deuxième degré est l'échantillonnage au niveau des élèves.

En ce qui concerne la comparabilité des différentes cohortes du PISA, une certaine attention est demandée. Il n'est pas possible de comparer toutes les données directement afin d'effectuer des études de tendances (OCDE, 2009). Les cohortes ne sont comparables entre elles que depuis que la compétence comparée a été la matière principale de l'enquête. Ainsi, les compétences en lectures peuvent être comparées sur l'ensemble des cohortes (2000, 2003, 2006 et 2009), les compétences en mathématiques sont comparables pour les cohortes 2003, 2006 et 2009, et les compétences en sciences sont comparables en ce qui concerne les cohortes 2006 et 2009. Les implications méthodologiques de ces restrictions seront discutées dans les chapitres suivants.

3.2 Taux de réponse

Le programme PISA impose des règles strictes à respecter en termes de normes de qualité des données. Il requiert des taux minimums de réponse de 85 % des écoles sélectionnées et à l'échelle nationale le taux de participation doit être de 80 % ou plus (Statistique Canada, 2010). Le tableau 3.2 nous donne les taux de participation de chaque cohorte par province. Il est important de constater que l'Ontario a affiché un taux de participation en deçà des exigences du programme pour les cohortes 2000 et 2003 et qu'il en est de même pour le Québec lors des cohortes 2006 et 2009. Se-

lon l'OCDE, le faible taux de participation pour la première était dû à « un problème de non-consentement propre à cette province. En effet, les parents de l'Ontario devaient signer un formulaire de consentement afin que les élèves puissent participer au PISA » (Statistique Canada, 2005). Concernant la cohorte 2003, le faible taux de réponse de l'Ontario est causé par le faible taux de réponse des écoles. Cependant, après étude, Statistique Canada a conclu qu'aucun biais n'est causé par cette faible participation puisque les écoles non participantes semblent ne pas avoir de différences en ce qui concerne diverses caractéristiques. La question est beaucoup plus importante en ce qui concerne les faibles taux de participation au Québec. Afin d'utiliser la méthode de différence-en-différences, il est important de s'assurer que l'échantillon québécois soit pourvu des mêmes caractéristiques que ceux n'ayant pas participé, c'est-à-dire que nous n'avons pas de biais de sélection. En ce qui concerne la cohorte 2006 au Québec, aucune explication n'est fournie pour cette faible participation. Pour la cohorte 2009, il est mentionné qu'au « Québec, le taux de réponse des élèves était inférieur au taux requis principalement en raison de l'exigence dans cette province d'obtenir le consentement écrit des parents à la participation de l'élève au PISA » (Statistique Canada, 2010, p. 43) et le ministère de l'Éducation (2010) indique que :

L'analyse interne effectuée par le ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport du Québec a permis une ventilation plus poussée de la non-réponse en comparant les élèves qui n'ont pas participé parce que leurs parents avaient refusé de donner leur consentement et ceux qui n'ont pas participé pour d'autres raisons. Selon les résultats de cette analyse, les élèves qui n'ont pas participé parce que leurs parents avaient refusé de donner leur consentement étaient plus susceptibles d'habiter dans des quartiers de niveau socioéconomique plus élevé que les élèves participants et les autres élèves non répondants.

Il mentionne aussi que :

Les résultats de l'analyse révèlent que les élèves non répondants venaient de milieux socioéconomiques légèrement moins favorisés et, même si les valeurs moyennes à l'égard de l'indice de situation socioéconomique des élèves répondants et non répondants diffèrent de façon significative la différence comme telle n'est pas grande (11,29 par rapport à 12,02). Selon les résultats

d'une analyse de régression logistique, le milieu socioéconomique des élèves du Québec n'est pas statistiquement lié à la non-réponse lorsque le sexe, la fréquentation d'une école privée ou publique, le système scolaire anglophone ou francophone et la taille de l'école sont inclus dans le modèle.

Il nous est cependant impossible de contrôler pour ce biais puisque nous ne disposons d'aucune information concernant les non-participants. En comparant les niveaux de participation des cohortes 2006 et 2009, les principales cohortes utilisées pour l'analyse, il est permis de penser que ce biais est négligeable étant donné que la participation est sensiblement la même.

Tableau 3.2: Échantillon et taux de réponse des différentes cohortes PISA

| Province | Cohorte | | | | | | | |
|----------|---------|------|--------|------|--------|------|--------|------|
| | 2000 | | 2003 | | 2006 | | 2009 | |
| | Élèves | Taux | Élèves | Taux | Élèves | Taux | Élèves | Taux |
| TN | 2 281 | 89,3 | 2 301 | 88,2 | 1 741 | 88,9 | 1 412 | 84,1 |
| ÎPE | 1 632 | 88,5 | 1 653 | 90,2 | 1 573 | 84,4 | 1 443 | 85,3 |
| NÉ | 2 930 | 88,3 | 2 871 | 86,8 | 2 114 | 86,0 | 1 634 | 80,0 |
| NB | 2 963 | 89,8 | 3 781 | 89,7 | 2 443 | 91,7 | 1 927 | 88,0 |
| QC | 4 497 | 89,5 | 3 357 | 85,9 | 3 695 | 73,7 | 3 083 | 71,0 |
| ON | 4 290 | 77,2 | 3 230 | 77,9 | 2 928 | 80,6 | 4 083 | 80,3 |
| MB | 2 599 | 88,0 | 2 778 | 86,8 | 1 990 | 86,5 | 1 928 | 82,5 |
| SK | 2 716 | 91,4 | 2 350 | 87,8 | 1 851 | 90,9 | 1 965 | 83,8 |
| AB | 2 742 | 87,4 | 2 442 | 85,8 | 1 984 | 84,6 | 2 564 | 83,2 |
| CB | 3 037 | 84,1 | 2 949 | 86,0 | 1 884 | 85,8 | 2 344 | 81,2 |
| Total | 29 687 | 86,6 | 27 712 | 83,9 | 22 203 | 81,5 | 22 383 | 79,5 |

Source : (Statistique Canada, 2001 ; Statistique Canada, 2004a ; Statistique Canada, 2007 ; Statistique Canada, 2010)

Note : Taux affiché en pourcentage.

3.3 Les valeurs plausibles

Dans l'évaluation PISA, les résultats aux différents tests de compétences sont donnés en termes de valeurs plausibles. Une brève description et une bonne image des valeurs plausibles sont données par Wu et Adams (2002). Ils décrivent que les valeurs plausibles sont une représentation de l'éventail d'habiletés qu'un étudiant pourrait avoir. Au lieu d'estimer directement le niveau d'habileté de l'étudiant, plusieurs valeurs possibles sont estimées avec une probabilité pour chacune de ces valeurs. Les valeurs plausibles sont alors choisies aléatoirement de cette distribution. Dans l'enquête, cinq valeurs plausibles sont choisies pour chacune des mesures des différentes compétences testées. La méthodologie pour analyser et estimer à l'aide de valeurs plausibles sera discutée dans la prochaine section. Dans son rapport technique, l'OCDE mentionne que l'utilisation d'une valeur plausible comparativement aux cinq ne produira pas d'importante différence sur de grands échantillons, et que durant la phase exploratoire des données, les analyses statistiques peuvent être faites à l'aide d'une seule valeur plausible. Cependant, ils recommandent l'utilisation des cinq valeurs plausibles pour les résultats finaux du rapport. Selon l'OCDE, les résultats obtenus basés sur cinq valeurs plausibles sont incontestables au point de vue théorique (OCDE, 2009).

3.4 L'échantillon de travail

Afin de constituer la base de données qui permettra d'étudier la question, plusieurs bases de données ont été utilisées. Afin d'obtenir les données du PISA pour la cohorte 2000, l'accès aux données du Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) était requis. Puisque l'Enquête sur les jeunes en transition (EJET) contient toutes les données de la cohorte 2000 du PISA, c'est cette enquête confidentielle qui a été utilisée. Concernant les données pour les cohortes 2003 à 2009, disponibles publiquement¹, les données internationales ont été filtrées pour ne garder que les données canadiennes. L'identification des provinces ne faisant pas partie de l'enquête publique

1. Les données sont disponibles sur le web à l'adresse <http://www.pisa.oecd.org/>.

PISA, celle-ci n'a été possible que grâce à une clé rendue disponible par le CIQSS.

Ensuite, disposant de chacune des cohortes individuelles, il est requis d'empiler les cohortes. Pour être en mesure d'identifier chacune des cohortes, un identificateur de cohorte a été créé. L'identification des cohortes est importante, parce que celle-ci permettra de tracer la ligne entre les étudiants ayant vécu la réforme et ceux ne l'ayant pas vécu. Selon le calendrier d'implantation (cf. 1.1 page 8), la cohorte d'élèves de 15 ans ayant vécu la réforme est celle de 2009, les cohortes avant n'ayant pas vécu la réforme. Par la suite, beaucoup de variables dichotomiques dérivées des variables de l'enquête PISA ont été créées, notamment pour identifier les provinces, la classification internationale type de l'éducation (CITE)² des parents, l'indice international socio-économique du statut professionnel (International socio-economic index of occupational status) (ISEI)³, le statut public/privé de l'école, etc. Une liste complète des variables créées est présentée dans le tableau 3.3. Finalement, afin de contrôler pour questionnaires incomplets, une série de restrictions ont été appliquées.

3.5 Les statistiques descriptives

Dans les paragraphes suivants, je ferai état des statistiques descriptives pondérées avec les poids échantillonnaires décrivant mon échantillon. Les tableaux 3.4 et 3.5 disent clairement que la proportion d'étudiants fréquentant une école privée est beaucoup plus grande au Québec. Le Québec a une proportion d'étudiants dans le système privé de 17,33 % pour l'ensemble des quatre cohortes alors que le Canada a une moyenne de 6,89 %. Cette grande proportion d'étudiants s'observe pour chacune des cohortes

2. La CITE est une classification internationale des niveaux d'éducation allant de 0 pour l'éducation pré-primaire à 6 pour le deuxième cycle de l'enseignement supérieur. Elle « a été conçue par l'UNESCO au début des années 70 pour constituer un instrument de classement permettant de rassembler, de compiler et de mettre en forme les statistiques éducatives tant dans les différents pays que sur le plan international » (UNESCO, 2006).

3. L'ISEI est un indice de l'importance socio-économique de l'occupation variant entre 16 et 90 (90 étant le maximum et représentant le meilleur statut socio-économique). Celui-ci a été construit de façon à classer 271 différentes catégories d'occupations en utilisant l'éducation, les revenus et l'occupation de 73 901 hommes travaillant à temps plein dans 16 différents pays (Ganzeboon *et al.*, 1992).

du PISA. Cette statistique est importante puisqu'il a été démontré que l'école privée peut avoir un impact sur les performances académiques (Lefebvre et Merrigan, 2009). Lefebvre et Merrigan utilisent les compétences mathématiques et diverses méthodes d'estimation pour démontrer cet effet. Il est donc logique de penser que cet effet ne se limite pas qu'aux résultats mathématiques, mais pourrait s'étendre à tout les champs de compétences. Tout au long du mémoire cet effet sera gardé en tête et nous tenterons de considérer l'effet de la réforme pour ce qui est des étudiants fréquentant une école privée ou publique, et ce de façon distincte. Aussi, il est important de garder en tête que la distribution d'élèves selon l'âge et les années scolaire est différente selon la province de résidence. Il est facile de constater dans le tableau 3.6 qu'au Québec et en Nouvelle-Écosse les élèves nés après le mois de septembre commencent l'école une année plus tard que les autres. Il sera important de tenir compte de ces différences lors de l'interprétation des résultats puisqu'elles touchent notre groupe d'intérêt.

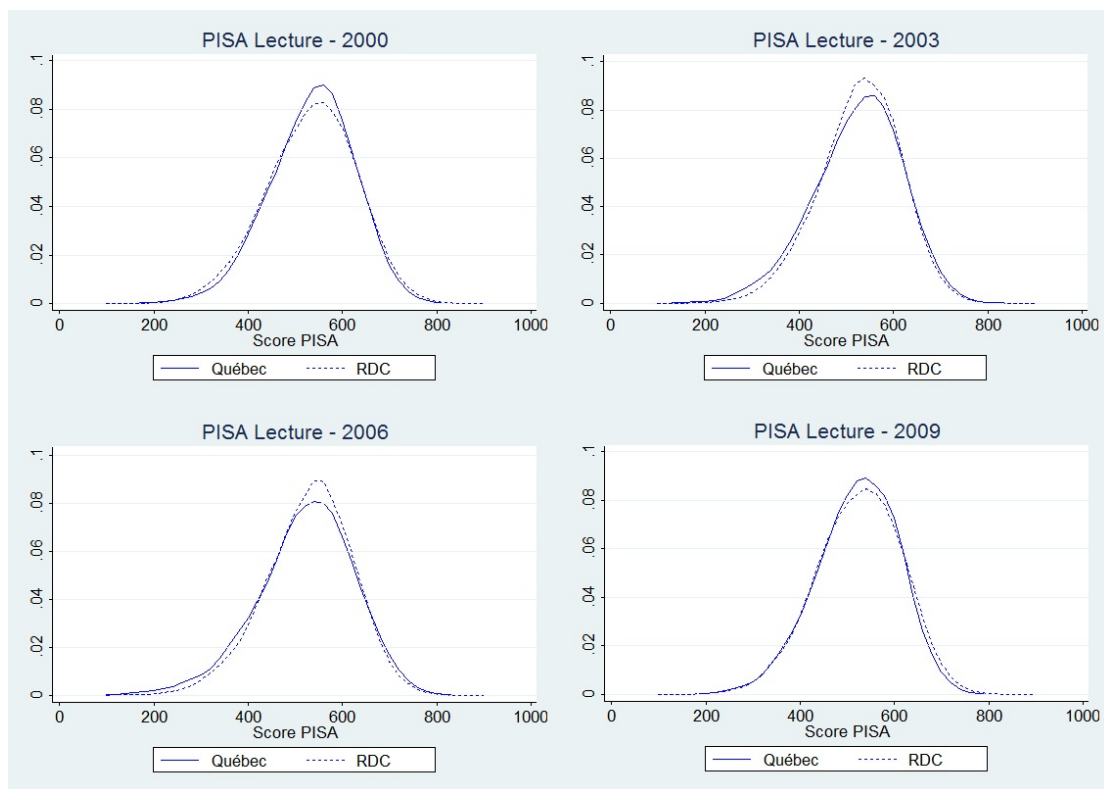
Les tableaux 3.7, 3.8 et 3.9 présentent les moyennes des scores PISA selon diverses caractéristiques en lecture, mathématiques et science respectivement. Nous pouvons y relever beaucoup de tendances. Premièrement, au Québec, l'évolution des compétences en lecture, selon les quatre cohortes PISA, est à la baisse. Par la suite, concernant les mathématiques et les sciences, la tendance est moins claire. Ayant pris connaissance des conclusions avancées dans le chapitre précédent (cf. 2.2 page 14), un tel constat peut être inquiétant pour une nation. Une autre statistique intéressante à propos du Québec est le fait que, peu importe la cohorte ou la compétence évaluée, il y a peu de cas sous la moyenne canadienne. D'autres tendances sont intéressantes à observer. Par exemple, un élève allant à l'école privée semble avoir un score plus élevé par 20 à 30 points si l'on considère le Canada dans son ensemble. Cependant, la proportion d'élèves québécois à l'école privée comparativement au reste du Canada est beaucoup plus grande et cette différence s'accroît lorsqu'on constate les moyennes québécoises dans chacun des deux systèmes (40 à 75 points). Cette observation est compréhensible considérant que les élèves doivent souvent subir un test à l'entrée et que l'institution procède normalement à une sélection des meilleurs candidats. En ce qui concerne le sexe, les garçons semblent

avoir un léger avantage en mathématiques et en sciences tandis que les filles ont un bon avantage en lecture. Aussi, la taille de l'agglomération où l'étudiant se trouve semble aussi avoir un impact sur la moyenne des scores. Plus l'agglomération est grande, plus la moyenne des scores est élevée et l'écart semble se creuser plus la cohorte est récente. Les villages et les petites villes semblent être systématiquement sous la moyenne canadienne. De plus, de façon évidente, l'ISEI des parents semble être lié positivement à la moyenne des scores PISA. Plusieurs des constats faits précédemment semblent logiques, nous les constaterons avec les régressions que nous effectuerons.

3.6 La distribution des résultats aux tests PISA

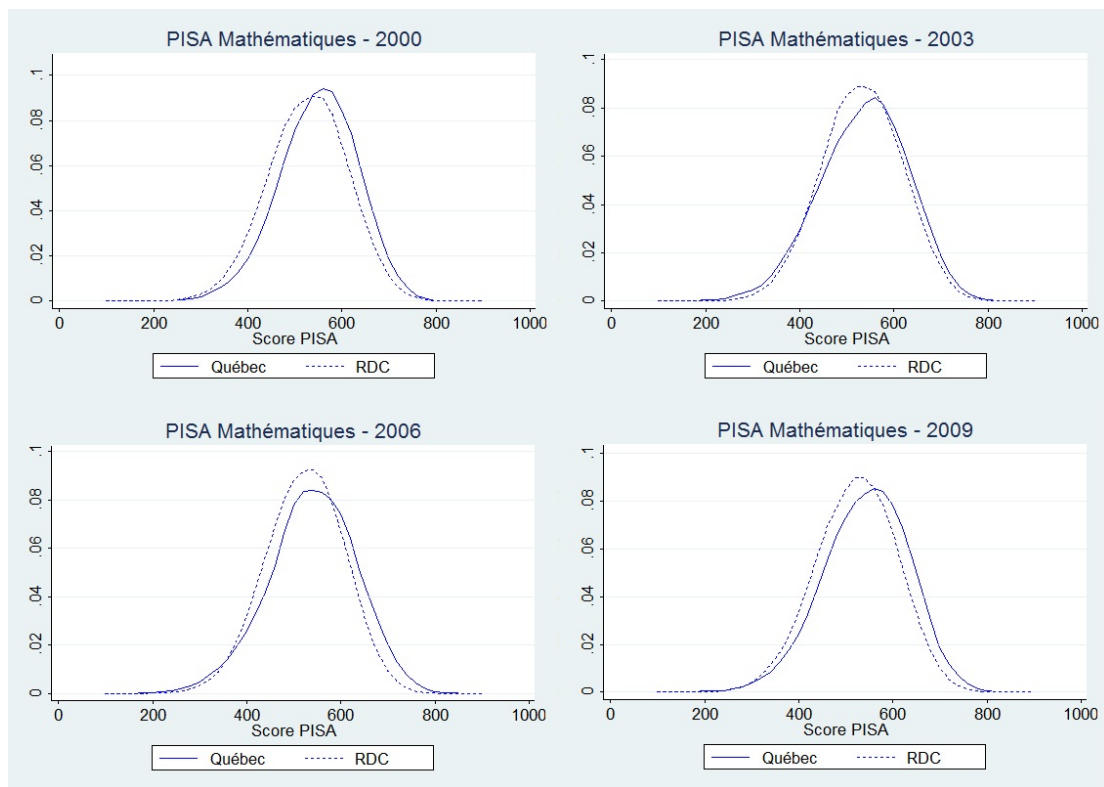
Puisqu'une partie de l'analyse cherche à regarder l'impact de la réforme sur la distribution des compétences en utilisant les régressions par quantile, les figures 3.1, 3.2 et 3.3 permettront de visualiser les distributions des scores selon la compétence, la cohorte et si l'élève est au Québec ou non. Les distributions ont été estimées à l'aide de la méthode d'estimation par noyau (« Kernel density »). Bien que nous pouvons y relever quelques différences, celle-ci sont assez faibles. En addition, le tableau 3.10 montre les différents centiles utilisés dans l'analyse par quantile. Nous pouvons donc constater plus aisément la médiane et l'étendue des centiles. De plus, il est intéressant de constater que les centiles en ce qui concerne le reste du Canada sont à tout moment plus bas que ceux du Québec pour la même cohorte. Les régressions effectuées dans la section suivantes nous permettront de tenir compte des facteurs démographiques et socio-économiques pouvant générer ces différences.

Figure 3.1: Distribution de compétences en lecture



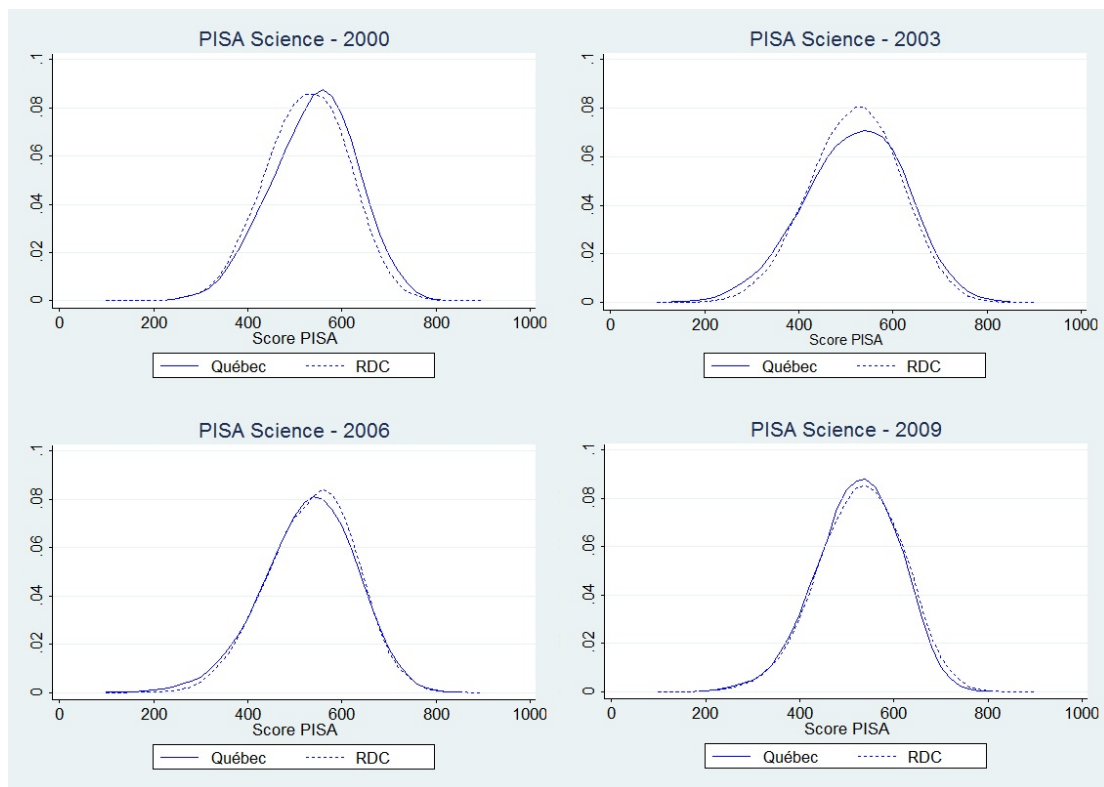
Note : Les distributions ont été estimées à l'aide la méthode d'estimation par noyau (« Kernel density »), elles sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `kpyvisa` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

Figure 3.2: Distribution de compétences en mathématiques



Note : Les distributions ont été estimées à l'aide la méthode d'estimation par noyau (« Kernel density »), elles sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `kpyvisa` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

Figure 3.3: Distribution de compétences en sciences



Note : Les distributions ont été estimées à l'aide la méthode d'estimation par noyau (« Kernel density »), elles sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `kppisa` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

Tableau 3.3: Liste des variables créées à l'aide de l'enquête PISA

| <i>Nom</i> | Variable(s) de l'enquête du PISA ^a Définition |
|--|--|
| <i>Âge</i> | age Variable identifiant l'âge du sujet, en mois. |
| <i>Cohorte</i> | Sans objet Identificateur de la cohorte. Inséré avant d'empiler les données afin d'associer le sujet à sa cohorte. |
| <i>École privée</i> | sc03q01, sc03q01, sc02q01, sc02q01 Variable dichotomique confirmant le statut public/privé de l'institution d'enseignement. Prend la valeur 1 dans le cas d'une institution privée. |
| <i>Fille</i> | st03q01, st03q01, st04q01, st04q01 Variable dichotomique identifiant le sexe du sujet. Prend la valeur 1 dans le cas d'une fille. |
| <i>Éducation primaire</i> | miscd et fiscd, hiscd, hiscd, hiscd Niveau d'éducation parentale la plus élevée (selon la CITE). Prend la valeur 1 si le plus haut niveau d'éducation des parents est ce niveau. |
| <i>Éducation secondaire incomplète</i> | miscd et fiscd, hiscd, hiscd, hiscd Idem. |
| <i>Éducation secondaire</i> | miscd et fiscd, hiscd, hiscd, hiscd Idem |
| <i>Éducation post-secondaire</i> | miscd et fiscd, hiscd, hiscd, hiscd Idem |

Suite à la page suivante

Tableau 3.3: Liste des variables créées à l'aide de l'enquête PISA (*suite*)

| | |
|---------------------------------------|---|
| <i>Éducation post-secondaire</i> | miscd et fiscd, hisced, hisced, hisced Idem |
| <i>Langue domicile = langue école</i> | st17q01, st16q01, st12q01, st19q01 Variable dichotomique identifiant si la langue parlée à la maison est la même qu'à l'école. Prend la valeur 1 dans le cas mentionné, 0 sinon. |
| $15 > ISEI \leq 30$ | hisei Variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'ISEI correspond à cette catégorie. |
| $30 > ISEI \leq 45$ | hisei Idem |
| $45 > ISEI \leq 60$ | hisei Idem |
| $60 > ISEI \leq 75$ | hisei Idem |
| $75 > ISEI \leq 90$ | hisei Idem |
| <i>0 à 10 livres</i> | st37q01, st19q01, st15q01, st22q01 Nombre de livres au domicile de l'étudiant, prend la valeur 1 si la condition est vraie. |
| <i>11 à 100 livres</i> | st37q01, st19q01, st15q01, st22q01 Idem |
| <i>101 à 500 livres</i> | st37q01, st19q01, st15q01, st22q01 Idem |
| <i>Plus de 500 livres</i> | st37q01, st19q01, st15q01, st22q01 Idem |

Suite à la page suivante

Tableau 3.3: Liste des variables créées à l'aide de l'enquête PISA (*suite*)

| | |
|---------------------|---|
| <i>QC</i> | province Variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'étudiant est au Québec et 0 sinon. Variable créée à partir de la clé province. |
| <i>QC 2003</i> | province Variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'étudiant est au Québec et qu'il fait partie de la cohorte 2003 et 0 sinon. Variable créée à partir de la clé province. |
| <i>QC 2006</i> | province Variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'étudiant est au Québec et qu'il fait partie de la cohorte 2006 et 0 sinon. Variable créée à partir de la clé province |
| <i>QC 2009</i> | province Variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'étudiant est au Québec et qu'il fait partie de la cohorte 2009 et 0 sinon. Variable créée à partir de la clé province |
| <i>Village</i> | sc01q01, sc01q01, sc07q01, sc04q01 Variable déterminant si l'école est dans un village (moins de 3 000 habitants). Prend la valeur 1 si c'est le cas. |
| <i>Petite ville</i> | sc01q01, sc01q01, sc07q01, sc04q01 Variable déterminant si l'école est dans une petite ville (de 3 000 à 15 000 habitants). Prend la valeur 1 si c'est le cas. |

Suite à la page suivante

Tableau 3.3: Liste des variables créées à l'aide de l'enquête PISA (*suite*)

| | |
|---------------------|--|
| <i>Ville</i> | sc01q01, sc01q01, sc07q01, sc04q01 Variable déterminant si l'école est dans une ville (de 15 000 à 100 000 habitants). Prend la valeur 1 si c'est le cas. |
| <i>Grande ville</i> | sc01q01, sc01q01, sc07q01, sc04q01 Variable déterminant si l'école est dans une grande ville (de 100 000 à 1 000 000 d'habitants). Prend la valeur 1 si c'est le cas. |
| <i>Métropole</i> | sc01q01, sc01q01, sc07q01, sc04q01 Variable déterminant si l'école est dans une métropole (plus de 1 000 000 d'habitants). Prend la valeur 1 si c'est le cas. |

^a Les noms de variables diffèrent souvent entre chacune des cohortes, lorsque c'est le cas, ils sont donnés en ordre chronologique.

Tableau 3.4: Distribution des élèves selon le statut public/privé de l'école par province pour l'ensemble des cohortes

| Province | École | |
|----------|---------|----------|
| | Privée | Publique |
| TN | 0,46 % | 99,54 % |
| ÎPE | 0,54 % | 99,46 % |
| NÉ | 1,30 % | 98,70 % |
| NB | 0,42 % | 99,58 % |
| QC | 17,33 % | 82,67 % |
| ON | 2,89 % | 97,11 % |
| MB | 6,81 % | 93,19 % |
| SK | 2,70 % | 97,30 % |
| AB | 2,59 % | 97,41 % |
| CB | 8,77 % | 91,23 % |
| Total | 6,89 % | 93,11 % |

Les statistiques sont pondérées avec les poids échantillonnaux.

Tableau 3.5: Proportion d'étudiants à l'école privée par cohorte

| | Cohorte | | | |
|------------------|---------|---------|---------|---------|
| | 2000 | 2003 | 2006 | 2009 |
| QC | 16,72 % | 15,52 % | 16,64 % | 20,28 % |
| RDC ^a | 3,16 % | 4,18 % | 4,13 % | 3,64 % |
| Total | 6,30 % | 6,71 % | 7,06 % | 7,45 % |

Les statistiques sont pondérées avec les poids échantillonnaux.

^a Reste du Canada (toutes les provinces sauf le Québec) (RDC)

Tableau 3.6: Proportion d'élèves par cohorte, par province, par année scolaire et période de naissance

| Province | Cohorte | | | | | | | | |
|----------|---------------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|------|
| | 2000 | | 2003 | | 2006 | | 2009 | | |
| | 9ème | 10ème | 9ème | 10ème | 9ème | 10ème | 9ème | 10ème | |
| TN | Janv. à Sept. | 8,0 | 92,0 | 4,7 | 94,3 | 24,9 | 75,1 | 2,2 | 97,8 |
| | Oct. à Déc. | 13,5 | 86,5 | 10,9 | 89,1 | 27,5 | 72,5 | 3,4 | 96,6 |
| ÎPE | Janv. à Sept. | 12,3 | 87,7 | 10,0 | 90,0 | 5,4 | 94,6 | 4,4 | 95,6 |
| | Oct. à Déc. | 11,3 | 88,7 | 19,2 | 80,8 | 19,9 | 80,1 | 16,0 | 84,0 |
| NÉ | Janv. à Sept. | 15,0 | 85,0 | 9,1 | 90,9 | 7,4 | 92,6 | 6,4 | 93,6 |
| | Oct. à Déc. | 88,3 | 11,7 | 88,1 | 11,9 | 85,9 | 14,1 | 88,1 | 11,9 |
| NB | Janv. à Sept. | 11,1 | 88,9 | 9,9 | 90,1 | 10,5 | 89,5 | 10,6 | 89,4 |
| | Oct. à Déc. | 18,8 | 81,2 | 16,9 | 83,1 | 14,3 | 85,7 | 18,8 | 81,2 |
| QC | Janv. à Sept. | 24,9 | 75,1 | 29,3 | 70,7 | 21,9 | 78,1 | 22,3 | 77,7 |
| | Oct. à Déc. | 88,4 | 11,2 | 92,2 | 7,8 | 90,3 | 9,7 | 93,9 | 6,1 |
| ON | Janv. à Sept. | 3,1 | 96,9 | 3,7 | 96,3 | 4,2 | 95,8 | 3,2 | 96,8 |
| | Oct. à Déc. | 7,8 | 92,2 | 8,0 | 92,0 | 10,6 | 89,4 | 7,9 | 92,1 |
| MB | Janv. à Sept. | 8,0 | 92,0 | 5,9 | 94,1 | 3,9 | 96,1 | 8,2 | 91,8 |
| | Oct. à Déc. | 23,9 | 76,1 | 20,0 | 80,0 | 10,1 | 89,9 | 22,6 | 77,4 |
| SK | Janv. à Sept. | 9,7 | 90,3 | 9,0 | 91,0 | 11,6 | 88,4 | 9,3 | 90,7 |
| | Oct. à Déc. | 35,0 | 65,0 | 37,1 | 62,4 | 38,1 | 61,9 | 41,8 | 58,2 |
| AB | Janv. à Sept. | 7,9 | 92,1 | 5,8 | 96,2 | 4,3 | 96,7 | 4,5 | 95,5 |
| | Oct. à Déc. | 31,6 | 68,4 | 25,2 | 74,8 | 20,8 | 79,2 | 25,4 | 74,6 |
| CB | Janv. à Sept. | 4,3 | 95,7 | 3,3 | 96,7 | 3,4 | 96,6 | 2,8 | 97,2 |
| | Oct. à Déc. | 14,7 | 85,3 | 11,7 | 88,3 | 10,8 | 89,2 | 14,1 | 85,9 |

Les statistiques sont pondérées avec les poids échantillonnaires. Pour des raisons de confidentialité des distributions, la 9ème année inclut les années précédentes et la 10ème année inclut les années subséquentes.

Note : Taux affiché en pourcentage.

Tableau 3.7: Moyenne des scores PISA en lecture selon diverses caractéristiques par cohorte

| Cohorte | 2000 | 2003 | 2006 | 2009 |
|---------------|--------|--------|--------|--------|
| TN | 516,77 | 520,95 | 513,72 | 505,99 |
| ÎPE | 517,46 | 494,79 | 497,02 | 485,69 |
| NÉ | 521,17 | 512,69 | 504,85 | 515,55 |
| NB | 501,15 | 502,09 | 497,22 | 498,69 |
| QC | 535,79 | 524,53 | 522,00 | 521,74 |
| ON | 533,24 | 529,53 | 534,26 | 530,61 |
| MB | 529,39 | 520,38 | 516,40 | 495,39 |
| SK | 529,16 | 512,23 | 516,40 | 504,16 |
| AB | 550,38 | 542,60 | 534,89 | 532,75 |
| CB | 538,04 | 534,63 | 527,90 | 524,56 |
| Canada | 534,31 | 527,91 | 527,01 | 524,24 |
| RDC | 534,03 | 528,61 | 531,37 | 524,98 |
| Village | 523,46 | 510,72 | 499,96 | 501,31 |
| Petite ville | 527,04 | 525,16 | 525,69 | 510,00 |
| Ville | 536,00 | 527,87 | 525,03 | 526,56 |
| Grande ville | 541,68 | 535,38 | 538,63 | 527,28 |
| Métropole | 534,59 | 524,23 | 533,38 | 538,75 |
| Publique | 531,96 | 525,65 | 523,50 | 520,86 |
| Privée | 569,29 | 559,36 | 573,18 | 566,33 |
| Publique (QC) | 529,35 | 515,97 | 509,38 | 509,83 |
| Privé (QC) | 567,82 | 571,10 | 585,25 | 568,58 |

Suite à la page suivante

Tableau 3.7: Moyenne des scores PISA en lecture selon diverses caractéristiques par cohorte (*suite*)

| Cohorte | 2000 | 2003 | 2006 | 2009 |
|-----------------------|--------|--------|--------|--------|
| Garçons | 517,77 | 512,52 | 511,14 | 507,18 |
| Filles | 551,13 | 545,53 | 543,04 | 541,53 |
| 16 > <i>ISEI</i> ≤ 30 | 494,50 | 494,46 | 485,88 | 491,34 |
| 31 > <i>ISEI</i> ≤ 45 | 515,28 | 515,75 | 505,01 | 507,53 |
| 46 > <i>ISEI</i> ≤ 60 | 536,77 | 535,79 | 533,58 | 528,47 |
| 61 > <i>ISEI</i> ≤ 75 | 566,35 | 555,70 | 556,57 | 553,19 |
| 76 > <i>ISEI</i> ≤ 90 | 576,14 | 564,36 | 565,02 | 561,84 |
| Langue maison ≠ école | 497,32 | 500,29 | 494,52 | 497,93 |
| Langue maison = école | 540,42 | 536,21 | 533,92 | 534,99 |

Les moyennes sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

Tableau 3.8: Moyenne des scores PISA en mathématiques selon diverses caractéristiques par cohorte

| Cohorte | 2000 | 2003 | 2006 | 2009 |
|---------------|--------|--------|--------|--------|
| TN | 509,16 | 516,63 | 507,03 | 502,51 |
| ÎPE | 511,77 | 500,15 | 500,90 | 487,40 |
| NÉ | 512,60 | 514,88 | 506,08 | 512,11 |
| NB | 506,20 | 511,04 | 505,92 | 503,71 |
| QC | 550,22 | 536,46 | 539,96 | 543,57 |
| ON | 524,02 | 529,59 | 525,95 | 525,57 |
| MB | 533,13 | 528,12 | 520,59 | 501,50 |
| SK | 524,74 | 516,21 | 506,77 | 505,81 |
| AB | 546,97 | 548,98 | 529,92 | 529,04 |
| CB | 534,32 | 538,98 | 522,81 | 523,42 |
| Canada | 533,00 | 532,49 | 527,01 | 526,81 |
| RDC | 527,81 | 531,34 | 523,05 | 521,97 |
| Village | 526,83 | 514,05 | 500,96 | 505,75 |
| Petite ville | 528,50 | 527,64 | 530,10 | 519,39 |
| Ville | 537,53 | 531,95 | 527,47 | 530,98 |
| Grande ville | 534,88 | 540,83 | 530,06 | 526,96 |
| Métropole | 530,53 | 531,35 | 533,41 | 536,57 |
| Publique | 530,20 | 529,49 | 523,39 | 522,34 |
| Privée | 574,49 | 574,18 | 574,69 | 582,34 |
| Publique (QC) | 543,87 | 526,64 | 529,14 | 528,97 |
| Privé (QC) | 581,68 | 589,93 | 594,18 | 598,55 |

Suite à la page suivante

Tableau 3.8: Moyenne des scores PISA en mathématiques selon diverses caractéristiques par cohorte (*suite*)

| Cohorte | 2000 | 2003 | 2006 | 2009 |
|-----------------------|--------|--------|--------|--------|
| Garçons | 537,37 | 535,01 | 534,08 | 532,70 |
| Filles | 528,58 | 529,60 | 519,86 | 520,83 |
| 16 > <i>ISEI</i> ≤ 30 | 499,53 | 495,47 | 490,24 | 488,96 |
| 31 > <i>ISEI</i> ≤ 45 | 518,00 | 518,19 | 507,13 | 508,34 |
| 46 > <i>ISEI</i> ≤ 60 | 533,86 | 539,37 | 530,40 | 529,98 |
| 61 > <i>ISEI</i> ≤ 75 | 558,96 | 563,92 | 553,28 | 557,41 |
| 76 > <i>ISEI</i> ≤ 90 | 570,24 | 575,57 | 566,72 | 568,85 |
| Langue maison ≠ école | 512,76 | 512,13 | 507,72 | 511,42 |
| Langue maison = école | 536,39 | 538,60 | 531,11 | 530,06 |

Les moyennes sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

Tableau 3.9: Moyenne des scores PISA en sciences selon diverses caractéristiques par cohorte

| Cohorte | 2000 | 2003 | 2006 | 2009 |
|---------------|--------|--------|--------|--------|
| TN | 516,46 | 513,76 | 525,52 | 518,13 |
| ÎPE | 508,07 | 488,71 | 508,79 | 494,54 |
| NÉ | 515,95 | 505,38 | 520,05 | 523,21 |
| NB | 496,73 | 497,30 | 506,06 | 500,77 |
| QC | 540,63 | 518,72 | 530,55 | 524,19 |
| ON | 521,99 | 515,35 | 537,02 | 531,18 |
| MB | 526,81 | 512,27 | 523,35 | 505,98 |
| SK | 521,67 | 505,62 | 516,54 | 513,25 |
| AB | 546,32 | 538,99 | 550,29 | 544,58 |
| CB | 532,91 | 527,08 | 538,64 | 534,66 |
| Canada | 529,36 | 518,75 | 534,47 | 528,70 |
| RDC | 525,99 | 518,75 | 535,67 | 528,08 |
| Village | 519,21 | 501,82 | 506,97 | 514,95 |
| Petite ville | 525,95 | 517,15 | 539,09 | 520,50 |
| Ville | 531,76 | 519,44 | 537,06 | 533,14 |
| Grande ville | 533,66 | 527,07 | 538,80 | 529,19 |
| Métropole | 526,79 | 509,57 | 534,83 | 534,92 |
| Publique | 526,87 | 515,71 | 531,40 | 525,64 |
| Privée | 566,80 | 560,90 | 574,86 | 566,73 |
| Publique (QC) | 534,28 | 507,88 | 518,79 | 512,53 |
| Privé (QC) | 572,88 | 577,70 | 589,48 | 570,01 |

Suite à la page suivante

Tableau 3.9: Moyenne des scores PISA en sciences selon diverses caractéristiques par cohorte (*suite*)

| Cohorte | 2000 | 2003 | 2006 | 2009 |
|-----------------------|--------|--------|--------|--------|
| Garçons | 527,77 | 520,87 | 536,50 | 531,01 |
| Filles | 530,96 | 516,31 | 532,42 | 526,37 |
| 16 > <i>ISEI</i> ≤ 30 | 493,68 | 476,66 | 492,34 | 491,99 |
| 31 > <i>ISEI</i> ≤ 45 | 511,99 | 503,11 | 512,66 | 512,25 |
| 46 > <i>ISEI</i> ≤ 60 | 532,45 | 525,93 | 539,94 | 533,24 |
| 61 > <i>ISEI</i> ≤ 75 | 556,89 | 554,55 | 563,52 | 557,63 |
| 76 > <i>ISEI</i> ≤ 90 | 570,45 | 566,39 | 574,71 | 564,24 |
| Langue maison ≠ école | 494,26 | 485,11 | 503,84 | 501,90 |
| Langue maison = école | 535,01 | 528,84 | 540,98 | 534,37 |

Les moyennes sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

Tableau 3.10: Différents centiles du test PISA par cohorte et région

| | | Cohorte | | | | | | | |
|----------|-----|---------|-----|------|-----|------|-----|------|-----|
| | | 2000 | | 2003 | | 2006 | | 2009 | |
| | | QC | RDC | QC | RDC | QC | RDC | QC | RDC |
| Lecture | Q10 | 417 | 397 | 408 | 402 | 399 | 383 | 410 | 389 |
| | Q25 | 478 | 459 | 471 | 460 | 470 | 449 | 474 | 448 |
| | Q50 | 544 | 526 | 534 | 522 | 536 | 515 | 535 | 512 |
| | Q75 | 599 | 589 | 590 | 575 | 596 | 576 | 590 | 574 |
| | Q90 | 647 | 640 | 632 | 618 | 645 | 625 | 631 | 623 |
| Maths | Q10 | 448 | 417 | 420 | 411 | 423 | 408 | 430 | 405 |
| | Q25 | 496 | 467 | 476 | 462 | 485 | 458 | 489 | 457 |
| | Q50 | 552 | 522 | 544 | 519 | 547 | 514 | 552 | 514 |
| | Q75 | 604 | 576 | 602 | 578 | 606 | 569 | 607 | 568 |
| | Q90 | 647 | 623 | 653 | 627 | 652 | 614 | 649 | 616 |
| Sciences | Q10 | 421 | 406 | 386 | 387 | 405 | 398 | 416 | 402 |
| | Q25 | 480 | 458 | 453 | 444 | 471 | 457 | 474 | 458 |
| | Q50 | 545 | 518 | 523 | 509 | 539 | 524 | 533 | 519 |
| | Q75 | 601 | 578 | 593 | 572 | 601 | 588 | 588 | 579 |
| | Q90 | 646 | 626 | 646 | 624 | 650 | 637 | 631 | 628 |

Les statistiques sont pondérées avec les poids échantillonnaux.

Note : Les valeurs présentées sont les centiles de la moyenne des cinq valeurs plausibles.

CHAPITRE IV

LA MÉTHODOLOGIE

La méthode privilégiée pour faire l'évaluation de l'impact de la réforme québécoise de l'éducation sur les compétences cognitives des jeunes sera la méthode de différence-en-différences. Dans cette méthode, afin d'isoler l'effet causal de la réforme, l'hypothèse fondamentale est que les compétences cognitives suivent la même dynamique dans chacun des groupes. Sachant que la réforme a été lancée en 2000 pour le premier cycle primaire (première et deuxième année), en 2001 pour le deuxième cycle, 2003 pour le troisième cycle et qu'à partir de 2005 et pour chaque année subséquente un niveau secondaire a été implémenté, la cohorte 2009 de l'évaluation PISA conduite en avril et en mai 2009 inclut les étudiants ayant vécu la réforme pour tout leur cheminement scolaire à l'exception de leur première année. Afin d'attribuer le changement dans les compétences cognitives à la réforme, nous posons donc l'hypothèse que le taux de changement des compétences s'il n'y avait pas eu de réforme aurait été le même au Québec et dans le reste du Canada.

De plus, les tests effectués par cette cohorte sont similaires à ceux administrés en 2000¹ puisque l'OCDE procède à des évaluations différentes axées sur des compétences principales différentes. Puisque les cohortes 2000, 2003 et 2006 n'incluent pas d'étudiants ayant expérimenté la réforme, celles-ci serviront de référence et nous serons donc en

1. L'OCDE mentionne qu'il est plutôt difficile d'effectuer des comparaisons avec des cohortes différentes. Cependant, la cohorte 2000 est directement comparable avec la cohorte 2009 puisqu'elles partagent la même compétence clé (Statistique Canada, 2004a ; Statistique Canada, 2007).

mesure de comparer les différents résultats et d'estimer l'impact de la réforme.

Le modèle utilisé sera basé sur le modèle développé par Hanushek (1972). La relation sera du type :

$$A_{it} = f \left(B_i^{(t)}, P_i^{(t)}, S_i^{(t)}, I_i \right) \quad (4.1)$$

Le modèle explique que la réussite scolaire (A_{it}) au temps t pour l'élève i est fonction d'un vecteur de facteurs familiaux $B_i^{(t)}$ cumulatifs au temps t , un vecteur représentant l'influence des pairs $P_i^{(t)}$ cumulative au temps t , un vecteur de caractéristiques de l'institution scolaire $S_i^{(t)}$ cumulatives au temps t et un vecteur de caractéristiques et d'habiletés innées I_i . Bien évidemment, ce modèle implique plusieurs défis qui sont discutés par Hanushek (1979). Vu la nature des données disponibles pour effectuer l'analyse, certaines hypothèses devront être formulées.

4.1 La méthode de différence-en-différences

La méthode de différence-en-différences est maintenant bien établie dans le domaine de l'économie du travail et dans l'analyse de changement de politiques. Cette méthode a été généralisée et grandement utilisée (Angrist et Pischke, 2008 ; Angrist et Krueger, 1999). Tel que précédemment mentionné, l'idée est d'utiliser un groupe contrôle n'ayant pas subi la réforme afin d'isoler l'effet causal de la réforme. J'utiliserai premièrement les différences entre les cohortes PISA, puis les différences entre les jeunes du Québec et le reste du Canada et par la suite, à l'aide d'un test d'hypothèse si requis, je vérifierai s'il existe une différence significative sur les compétences cognitives avant et après la réforme.

J'utiliserai une estimation qui s'approche de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et par la suite une méthode de régression par quantile (QREG). Les variables dépendantes de chacune des régressions seront les scores PISA. À noter, il n'est pas directement possible d'utiliser l'estimateur des MCO ou de la QREG puisque la va-

riable dépendante est présentée sous forme de valeurs plausibles ; plus d'informations seront fournies à la section suivante. Au total il y aura trois types de régressions, une pour chacune des compétences clés du PISA. Tel que préalablement mentionné, lors de comparaison sur le point de vue des compétences cognitives, ce ne sont pas toutes les cohortes qui peuvent être comparées : tout dépend de la compétence qui sera utilisée (cf. 3.1 page 19). Par exemple, puisque la comparabilité des cohortes en termes de compétences en lecture est complète, c'est-à-dire qu'il est possible d'utiliser les quatre cohortes, l'équation de régression servant à estimer l'impact de la réforme sur les compétences en lecture suivra le modèle suivant :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1[G_i \times R_{2003}] + \beta_2[G_i \times R_{2006}] + \beta_3[G_i \times R_{2009}] + \beta_4G_i + \beta_5R_{2003} + \beta_6R_{2006} + \beta_7R_{2009} + \phi X_{it} + u_{it} \quad (4.2)$$

La variable dépendante est Y_{it} et elle représente la compétence cognitive évaluée. En ce qui concerne les autres variables, G_i représente une variable dichotomique pour le groupe qui prendra la valeur 1 si l'individu est au Québec et 0 sinon, tandis que $R_{cohorte}$ est un indicateur pour la réforme qui prendra la valeur 1 si la cohorte de l'étudiant est celle mentionnée en indice et 0 sinon. Finalement, X_{it} représente un vecteur de variables de contrôle disponibles dans l'enquête PISA. Les indices sont des indicateurs de cohorte t et d'individu i . Avec cette régression, l'année de référence pour l'interprétation des coefficients est 2000.

Afin d'estimer l'impact de la réforme sur les compétences mathématiques, le modèle devra être légèrement modifié puisqu'il n'est pas possible d'utiliser la cohorte 2000. De cette façon, l'année de référence pour l'interprétation des coefficients est 2003 et le modèle sera comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1[G_i \times R_{2006}] + \beta_2[G_i \times R_{2009}] + \beta_3G_i + \beta_4R_{2006} + \beta_5R_{2009} + \phi X_{it} + u_{it} \quad (4.3)$$

Finalement, concernant les compétences en sciences, les deux premières cohortes ne pourront pas être utilisées. La cohorte 2006 servira de référence et le modèle prendra la forme suivante :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1[G_i \times R_{2009}] + \beta_2G_i + \beta_3R_{2009} + \phi X_{it} + u_{it} \quad (4.4)$$

Pour les fins de l'analyse de l'impact de la réforme, à l'aide de tests d'hypothèses nous procéderons à une comparaison entre 2006 et 2009, soit une comparaison des coefficients β_2 et β_3 de l'équation (4.2), une comparaison des coefficients β_1 et β_2 concernant l'équation (4.3) et nous observerons le coefficient β_1 dans le modèle présenté en (4.4). De plus, afin d'estimer l'impact de la réforme sur la distribution des compétences cognitives, nous allons utiliser la même méthode de différence-en-différences, mais avec des régressions par quantile, et ce à différents centiles adéquats pour ce type d'analyse.

4.2 Les erreurs de couplage

Le manuel d'analyse des données PISA (OCDE, 2009) mentionne la présence d'une erreur de couplage en ce qui concerne les cohortes du Programme international de suivi des acquis. Cette erreur est principalement due au fait que les tests d'évaluation des compétences cognitives diffèrent selon l'année d'évaluation.

Puisqu'il y a présence d'erreur de couplage, il est important de mentionner que cette erreur de couplage n'influence pas le résultat du différence-en-différences. En effet, comme discuté par l'OCDE, l'erreur de couplage doit être considérée lorsqu'elle implique la comparaison de moyennes provenant de différentes cohortes. Par contre, lors de la

Tableau 4.1: Erreur de couplage

| Matière | Années comparées | Erreur de couplage |
|---------------|---------------------------|--------------------|
| Lecture | 2000 et 2003 | 5,307 |
| | 2000 et 2006 | 4,976 |
| | 2000 et 2009 ^a | 4,937 |
| Mathématiques | 2003 et 2006 | 1,382 |
| | 2003 et 2009 ^a | 1,990 |
| Sciences | 2006 et 2009 ^a | 2,566 |

^a Les erreurs de couplage pour les comparaisons avec la cohorte 2009 ont été fournies par Tamara Knighton qui a travaillé à l'écriture des rapports de Statistique Canada sur le PISA.

comparaison de différences entre deux groupes de la même cohorte, l'erreur de couplage n'affecte aucunement cette dernière. Ce mémoire qui exploite la différence entre les étudiants du Québec et ceux du reste du Canada et ensuite compare cette différence entre les différentes cohortes n'aura pas à tenir compte de l'erreur de couplage lors de l'estimation de l'impact de la réforme sur les compétences cognitives des jeunes. En ce qui concerne la comparaison de moyennes de scores de compétences cognitives entre cohortes, il est requis d'ajuster l'erreur type. L'ajustement est fait de cette façon :

$$SE = \sqrt{\sigma_{\hat{\mu}_{ref}}^2 + \sigma_{\hat{\mu}_{comp}}^2 + \sigma_{\hat{\mu}_{couplage}}^2} \quad (4.5)$$

L'erreur type corrigée est représentée par SE , l'erreur type de la cohorte de référence est représentée par $\sigma_{\hat{\mu}_{ref}}$, en ce qui concerne la variable $\sigma_{\hat{\mu}_{comp}}$, elle est l'erreur type de la cohorte comparée et $\sigma_{\hat{\mu}_{couplage}}$ représente l'erreur de couplage.

L'erreur de couplage est attribuable à toute la cohorte et ne change pas selon l'échantillon. Le tableau 4.1 nous montre celles-ci.

4.3 Les valeurs plausibles

L'utilisation des valeurs plausibles comporte quelques particularités principalement en ce qui concerne le calcul de la variance. Ces valeurs plausibles sont maintenant utilisées de façon plus en plus fréquente. Les valeurs plausibles :

...sont utilisées de plus en plus fréquemment lors de tests destinés à mesurer les compétences des élèves pour estimer les paramètres de population, comme la performance moyenne ou les coefficients de régression de population, et ont des propriétés désirables comparativement à d'autres méthodes d'estimation existantes, particulièrement dans le cas de tests où le nombre d'items (questions) par individu est assez faible (Statistique Canada, 2004b, p. 39).

Cette méthode a beaucoup d'implications en ce qui concerne la variabilité des résultats. Une variabilité due à l'erreur de mesure est ajoutée à celle introduite par l'échantillonnage. Tel que discuté par Lauzon (Statistique Canada, 2004b), afin de procéder à l'estimation de coefficients avec l'aide des MCO en supposant β un paramètre de notre population et $\hat{\beta}_j$ l'estimation de celui-ci utilisant la j^e valeur plausible avec un vecteur de variable de contrôle x_i pour le i^e élève, il faut calculer :

$$\hat{\beta}_j = \left(\sum_i x_i x_i' \right)^{-1} \sum_i x_i y_{ij} \quad (4.6)$$

Par contre, il faut calculer la moyenne de l'estimation $\hat{\beta}_j$ pour chacune des valeurs plausibles pour obtenir $\hat{\beta}$. Ceci est vrai pour un estimateur linéaire. Il est aussi possible d'estimer le coefficient sur la moyenne des valeurs plausibles, cependant il sera essentiel de calculer les différents $\hat{\beta}_j$ pour le calcul de la variance.

Tel que mentionné par Lauzon, la variance totale de $\hat{\beta}$ est estimée par une moyenne des variances estimées pour les $\hat{\beta}_j$ et une autre composante qui provient de la variabilité entre les estimations $\hat{\beta}_j$. Elle est déterminée par l'équation qui suit :

$$\text{var}(\widehat{\beta}) = \frac{1}{J} \sum_j \text{var}(\widehat{\beta}_j) + \left(1 + \frac{1}{J}\right) \left(\frac{1}{J-1}\right) \sum_j (\widehat{\beta}_j - \widehat{\beta})^2 \quad (4.7)$$

En ce qui concerne les estimations qui seront faites dans le cadre de ce mémoire, elle seront faites en utilisant cette méthode, puisqu'elle est la seule méthode permettant le calcul le plus exact des coefficients et de leur variance tel que mentionné dans le *PISA Data Analysis Manual*. En plus d'utiliser la pondération échantillonnale, les régressions seront faites à l'aide de la commande `pv` et les tests avec la commande `pvtest`, des outils développés pour le logiciel d'analyse statistique *Stata* par Kevin Macdonald en 2004.

CHAPITRE V

LES RÉSULTATS

5.1 Analyse des données avec les moindres carrés ordinaires

En ce qui concerne l'analyse des données, nous débutons par notre méthode de mesure de l'impact sur la moyenne. L'analyse a toujours été faite en considérant chacune des trois compétences cognitives séparément ; il était requis de le faire séparément puisque les facteurs qui influencent les compétences cognitives n'ont pas le même impact lorsqu'on considère les différents sujets abordés.

Plusieurs spécifications ont été utilisées et testées pour l'élaboration des spécifications finales du modèle présenté. Le papier de recherche de Lüdemann (2011) a été la principale motivation pour la composition finale de celles-ci. Tel que décrit précédemment la recherche de l'auteur porte sur une étude semblable avec la même base de données. Bien que cette dernière soit effectuée en Allemagne, il n'y a aucune raison de croire que les caractéristiques influençant les compétences cognitives peuvent être largement différentes puisque nous avons affaire à deux pays développés. Au final, quatre différentes spécifications ont été retenues et une seule a été écartée.

La première des spécifications ne représente que la différence-en-différences, elle n'inclut aucune variable de contrôle des facteurs pouvant influencer les résultats aux tests cognitifs. Pour la deuxième spécification, nous avons ajouté des variables qui tiendront compte de l'impact des caractéristiques de l'élève sur les compétences cognitives de celui-ci (l'âge, le sexe et la langue utilisée à la maison). Ensuite, la troisième ajoute des

caractéristiques propres à l'environnement scolaire de l'étudiant (le nombre d'étudiants, le ratio garçons/filles et la taille de la population de la localité). Et finalement, des variables de contrôle de l'environnement socio-économique de l'étudiant ont été ajoutées pour former la quatrième spécification (la CITE des parents, le ISEI des parents et le nombre de livres à la maison). Il est vrai que nos spécifications s'éloignent du modèle avancé par Hanushek (cf. 4 page 43) : il a entre autres été requis d'omettre la portion du modèle qui dicte que les variables sont cumulatives dans le temps puisque l'enquête n'en est pas une longitudinale. Mis à part cette omission, les spécifications sont fidèles au modèle.

À propos de la spécification qui a été écartée, elle ajoutait des variables qui démontraient l'autonomie de l'école en ce qui concerne divers champs de décision à la spécification socio-économique. Ces variables ayant été testées, individuellement et conjointement, et n'étant pas concluantes en termes de significativité de leur impact sur les compétences des jeunes, la spécification a été laissée de côté puisqu'elle alourdissait l'analyse. Il est aussi important de noter qu'initialement aucune variable n'est présente pour contrôler l'impact de l'année scolaire de l'étudiant. Quoiqu'il est vrai que l'année scolaire est un important déterminant des connaissances cognitives d'une personne, étant donné que le PISA est une évaluation faite à l'âge de 15 ans, ce ne sont pas tous les étudiants qui sont au même niveau scolaire. Ce fait peut s'expliquer par les redoubleurs et parce qu'au Québec et en Nouvelle-Écosse, au moment de l'inscription des étudiants, il fallait avoir 5 ans au 30 septembre pour entrer en maternelle comparativement à 5 ans au 31 décembre pour le RDC (Ministère de l'Éducation, 2012 ; Gouvernement de la Nouvelle-Écosse, 2008). Pour ce qui est de notre différence-en-différences, ajouter ce type de variable reviendrait à ignorer l'impact des redoubleurs et des jeunes nés dans le quatrième quart de l'année. Ce choix sera discuté plus loin au cours de l'analyse.

Initialement, l'estimation du modèle différence-en-différences a été faite avec chacune des spécifications pour chacune des compétences. Le tableau 5.1 présente les coefficients des régressions de chacune des variables du modèle sur les compétences en lecture et leurs écarts-types entre parenthèses. Il permet aussi d'observer l'importance

des variables de contrôle dans la détermination des compétences des jeunes. Comme mentionné précédemment, l'intérêt du tableau se situe au niveau du test de l'égalité des coefficients β_2 et β_3 . C'est ce test qui permet d'évaluer l'impact de la réforme. Nous pouvons observer que selon la spécification, la différence entre les coefficients β_2 et β_3 varie entre 3,30 et -0,87. Cependant, de larges écarts-types ne permettent pas de conclure que la différence est significativement différente de zéro. Le tableau 5.2 sur les compétences en mathématiques est semblable au précédent. Encore une fois, la différence entre les coefficients β_1 et β_2 variant de 4,61 à 1,65 est accompagnée de larges écarts-types ne nous permettant pas de conclure. Le tableau 5.3 est lui aussi semblable aux précédents. Par contre, le coefficient d'intérêt n'est pas obtenu à l'aide d'un test. Le coefficient estimé sur la variable croisée *QC 2009* oscille entre 0,46 et -1,52, cependant ces coefficients ne sont pas significativement différents de zéro.

N'ayant pas réussi à faire ressortir un effet de l'impact de la réforme sur les différentes compétences, il a donc été nécessaire de pousser l'analyse encore plus loin. Pour ce faire, il a été décidé d'utiliser les mêmes quatre spécifications et les soumettre à des différence-en-différences, mais avec différentes conditions pour chercher à trouver un effet dans différents groupes. Ces résultats sont présentés dans le tableau 5.4. Dans ce tableau, le coefficient d'intérêt, l'écart-type et le R^2 de chacune des régressions sont rapportés selon la compétence et selon la spécification. Le coefficient d'intérêt est celui attribué au test d'hypothèse $\beta_{QC2009} - \beta_{QC2006} = 0$ en ce qui concerne les compétences en lecture et mathématiques et au coefficient sur la variable croisée *QC 2009* en ce qui concerne les compétences en sciences.

Premièrement, nous avons substitué l'âge comme variable de contrôle par l'année scolaire. Bien que cette configuration de notre modèle laisse de côté l'effet des redoubleurs, celle-ci nous permet de regarder l'impact de notre expérience naturelle sans tenir compte de l'effet de l'année scolaire du sujet. Il est important de noter que ces spécifications héritent d'une mesure d'adéquation du modèle (R^2) beaucoup plus élevée que les précédentes. Ceci montre bien que l'année scolaire est un déterminant important des compétences cognitives et ce peu importe la compétence. Cependant, aucun effet signi-

ficatif sur les diverses compétences n'a été relevé. Par la suite, afin de contourner cette spécification, nous avons décidé de restreindre notre échantillon de base en excluant tous les élèves québécois et néo-écossais qui sont nés dans les trois derniers mois de l'année. De cette façon, nous excluons les élèves qui comparativement au reste du système scolaire canadien ont hérité d'un retard d'une année scolaire. Avec cet échantillon restreint, toujours aucun effet sur la moyenne. Il sera alors impératif de pousser l'analyse plus loin pour être certain que la réforme n'a pas eu d'impact sur les compétences de divers sous-groupes de la population étudiante.

Conséquemment, nous avons séparé les garçons et les filles, afin de regarder si un impact existait chez l'un ou chez l'autre. Bien que nous ayons relevé un impact significatif du coefficient sur la variable fille, effet positif dans le cas de la lecture et négatif pour les autres compétences, aucun effet significatif de la réforme n'est trouvé. D'une autre façon, afin de mesurer si l'impact de cette réforme a été uniforme à travers les écoles privées et publiques, une version différente du modèle a été utilisée. Pour ce faire le Québec a été séparé en deux groupes distincts (écoles privées et publiques) et il a été analysé pour souligner l'effet de la réforme à l'aide du différence-en-différences et ce dans chacun des types d'école en gardant comme groupe contrôle le RDC. Toujours, aucun effet significatif n'a été relevé. Cependant, il est évident de voir que l'impact de la réforme n'a pas été le même dans les deux environnements, simplement en regardant les coefficients bien que ceux-ci ne soient pas significatifs; la réforme semble avoir un impact plus prononcé dans les écoles privées. Les analyses précédentes montrent bien que la réforme n'a pas eu d'impact significatif sur les moyennes des trois compétences du PISA.

Dans un autre ordre d'idée, il peut être intéressant de se demander si le groupe de contrôle du différence-en-différences en est un qui est valide. Quoique nous n'ayons pas de raison de croire que le RDC soit un mauvais groupe contrôle et puisqu'il existe nécessairement des différences culturelles entre les différentes provinces, il peut être intéressant de contrôler pour les provinces dans notre modèle. Cependant, en utilisant la province de l'Ontario comme référence, encore une fois aucun effet significatif n'a été

relevé. Le tableau 5.4 montre bien les détails de chacune des régressions effectuées.

5.2 Analyse des données avec les régressions par quantile

Afin de pousser l'analyse, considérant que l'objectif de la réforme scolaire implantée au Québec (cf. 1.1 page 7) était la réussite pour le plus grand nombre, il est tout de même possible que cet objectif soit atteint sans que la moyenne n'ait subi d'impact significatif. En effet, un impact sur la distribution des pointages de l'enquête du PISA peut mener à l'atteinte de la cible du ministère de l'Éducation. Ainsi, l'analyse sera faite sur différents centiles. Chacune des précédentes configurations énumérées sera réutilisée afin de regarder l'impact sur la distribution. Les centiles observés seront le 10e, le 25e, la médiane, le 75e et le 90e. Un portrait fidèle du changement sur la distribution des compétences cognitives pourra ainsi être brossé.

Ainsi, tel qu'illustré dans les tableaux 5.5, 5.6 et 5.7, où l'on observe les coefficients d'intérêt et les écarts-types (entre parenthèses) de ceux-ci, peu importe la configuration du modèle de régression, il est important de soulever une tendance importante. Dans presque tous les cas, peu importe l'échantillon utilisé et la configuration pour la régression, le coefficient est décroissant lorsqu'on l'observe du 10e centile au 90e centile. Puisque l'utilisation des valeurs plausibles amène une grande variabilité dans les résultats des régressions obtenus, comparativement à l'utilisation du score réel de l'étudiant, il n'est pas possible de conclure formellement sur ce fait. Par contre, cette observation laisse croire que le bas de la distribution été plus favorablement atteint par la réforme.

De façon plus précise, dans le tableau 5.5 nous observons un impact négatif important (12 à 18 points) sur les compétences en lecture au niveau du 90e centile. Bien que dans certaines configurations on observe un changement légèrement positivement significatif sur les centiles inférieurs, étant donné que cet effet disparaît lorsqu'est introduite la spécification 4, qui inclut les variables socio-économiques, il n'est pas possible de tirer de conclusion claire provenant de ce fait. Par contre, il est évident de constater que la réforme a restreint les performances des meilleurs élèves comparativement aux

précédentes cohortes et au RDC. Il est par ailleurs intéressant de constater que l'impact touche plus fortement les garçons que les filles et plus fortement l'école privée que l'école publique. Considérant que l'impact de l'école privée sur les compétences en lecture est positif, la prédominance des coefficients négatifs significatifs au niveau du 90e centile renforce la dernière conclusion. Concernant les compétences en mathématiques et en sciences, très peu de changements observés sont significatifs quelque soit la spécification utilisée ou même la configuration utilisée. Ainsi, en l'absence d'une tendance confirmée, il n'est pas possible de tirer de conclusions pour ces deux dernières compétences.

À ce point, bien que quelques faits soulevés par l'analyse des données précédemment faites soient bien intéressants (notons le fait que le changement dans la moyenne des différentes compétences cognitives à la suite de la réforme implantée n'est pas différent de zéro et que le 90e centile des compétences cognitives en lecture ait été négativement influencé) une interrogation subsiste. Est-ce que d'analyser les compétences cognitives à 15 ans est idéal pour le Québec ? Ne serait-il pas mieux d'analyser l'impact du changement implanté par la ministre Marois d'une façon différente ?

Contrairement à la portion précédente du mémoire qui analysait les compétences cognitives des jeunes à l'âge de 15 ans, la prochaine section sera faite en ne regardant que les élèves ayant atteint la quatrième année secondaire (grade 10). De cette façon, il sera possible de constater le niveau des compétences cognitives des jeunes ayant atteint le grade 10 à l'âge de 15 ans. Ainsi si un changement est observé, il sera possible de dire comment la réforme a influencé le capital humain d'un étudiant ayant un cheminement typique.

5.3 L'analyse des données pour les élèves ayant atteint la 10e année seulement

Dans cette section, chacune des précédentes méthodes sera utilisée afin de reproduire l'analyse pour ce nouvel échantillon. Cependant, il sera impossible de reproduire la portion de l'analyse où était utilisé le grade comme variable indépendante. En jetant un coup d'oeil au tableau 5.8 (celui-ci est présenté de la même façon que le tableau 5.4)

il est premièrement intéressant de constater que nous retrouvons un impact faiblement significatif et positif lorsque les régressions sont faites sur les compétences en mathématiques avec l'ensemble de l'échantillon. L'impact est de l'ordre d'environ 8 points et il est encore plus fort et plus significatif chez les garçons (14 à 16 points). Il est facile de penser, étant donné que les filles ne semblent pas avoir subi d'impact significatif sur leurs moyennes, que le changement observé sur l'échantillon régulier provient uniquement des garçons. Mis à part cet effet marqué sur la moyenne des compétences en mathématiques chez les garçons, aucun autre effet sur la moyenne n'est constaté pour les autres savoirs de base et les configurations utilisées. De cette façon, nous poursuivrons l'analyse sur les différents centiles.

En poussant l'analyse plus loin, et en regardant l'impact sur la distribution des compétences pour les élèves étant en 10e année seulement (tableau 5.9, 5.10 et 5.11)¹, plusieurs constats sont intéressants. Tout d'abord, nous pouvons toujours constater que les coefficients sont décroissants lorsque le rang centile croît. Ce qui semble encore une fois montrer que le bas de la distribution semble avoir profité positivement de la réforme contrairement au haut de la distribution. Toutefois, encore une fois cette conclusion est faible puisque la plupart des coefficients ne sont pas statistiquement significatifs.

De façon plus précise, en lecture, lors du modèle de base, un impact négatif marqué affecte la distribution des scores PISA au 90e centile. Ce résultat est observable dans le tableau 5.9. Néanmoins, lorsque les filles et les garçons sont séparés, le même impact est observable, mais la significativité est légèrement plus faible. Il est aussi intéressant de constater que les 10e et 25e centiles sont parfois significativement positifs lors du modèle avec l'école publique, ce qui donne un argument en faveur de la conclusion formulée sur les coefficients décroissants. Encore une fois, il n'est pas possible présentement de formuler une conclusion formelle en ce sens.

En poursuivant l'analyse avec les compétences en mathématiques (tableau 5.10), les régressions par quantile confirment ce qui avait été montré précédemment, c'est-à-dire

1. Ces tableaux sont construits de la même façon que les tableaux 5.5, 5.6 et 5.7.

que la moyenne des scores en mathématiques des jeunes Québécois ayant vécu la réforme a été poussée à la hausse par le déplacement du bas de la distribution. Effectivement, lorsque l'ensemble de l'échantillon est considéré, un impact positif faiblement significatif (10 à 15 %) peut être constaté pour le 10e et le 25e centile. Cet impact peut aussi être constaté dans le système scolaire public. Néanmoins, l'impact le plus important est encore une fois trouvé chez les garçons, ceux-ci ayant subi une hausse du niveau des compétences cognitives au 10e, 25e et 50e centile. Le changement constaté montre que la réforme a assurément atteint les garçons et favorisé leurs apprentissages mathématiques, cependant ces résultats semblent contraires à ceux observés par Haeck *et al.* (2011) qui montrent des résultats décevants concernant les compétences en mathématiques sur l'ensemble de la distribution.

Pour terminer, le tableau 5.11 nous montre l'impact de la réforme sur la distribution des compétences cognitives en sciences des jeunes. Il n'y a pas de tendance confirmée si ce n'est que la présence d'un impact négatif significatif atteignant le haut de la distribution des scores dans les écoles privées. Combinant cette statistique avec le fait que les élèves fréquentant une école privée ont normalement de meilleurs résultats qu'en école publique, le dernier impact (18 à 21 points) négatif au niveau du 90e centile semble indiquer que la réforme a restreint la distribution des meilleurs scores PISA en sciences.

En conclusion, en observant l'impact de notre expérience naturelle sur les compétences cognitives des jeunes ayant atteint leur 10e année d'enseignement scolaire à 15 ans, force est de constater que celle-ci a eu un impact marqué. Nous avons observé premièrement une baisse significative des scores du haut de la distribution en lecture et ensuite une hausse significative des compétences cognitives au bas de la distribution en mathématiques.

Tableau 5.1: Différence-en-différences par la méthode des moindres carrés ordinaires sur les compétences cognitives en lecture

| Variable | Spéc. 1 | Spéc. 2 | Spéc. 3 | Spéc. 4 |
|--|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| Test ^a (<i>QC 2009</i>) - (<i>QC 2006</i>) = 0 | 3,30 (6,66) | 2,90 (6,19) | -1,24 (6,68) | -0,87 (6,12) |
| QC 2003 | -6,27 (5,67) | -13,96** (5,31) | -11,93* (5,40) | -10,64* (4,87) |
| QC 2006 | -8,46 (6,52) | -13,85* (5,86) | -12,99 (6,64) | -14,70* (6,45) |
| QC 2009 | -5,15 (5,19) | -10,95* (4,75) | -14,23** (5,14) | -15,57*** (4,45) |
| Cohorte = 2003 | -4,98 (2,55) | -2,67 (2,47) | -2,38 (2,58) | -0,02 (2,17) |
| Cohorte = 2006 | -5,33 (3,31) | -4,73 (3,00) | -4,68 (3,00) | -1,11 (2,60) |
| Cohorte = 2009 | -8,89*** (2,53) | -7,92** (2,55) | -32,11*** (8,93) | -18,98** (6,32) |
| Québec | 1,92 (3,50) | 8,07** (3,11) | -1,82 (3,37) | 9,98*** (3,00) |
| Âge | | 1,25*** (0,15) | 1,17*** (0,15) | 1,07*** (0,14) |
| Fille | | 31,49*** (0,95) | 31,53*** (0,92) | 29,31*** (0,94) |
| Langue maison = école | | 26,67*** (2,12) | 34,08*** (1,84) | 21,46*** (1,79) |
| École privée | | | 50,64*** (3,90) | 28,84*** (3,51) |
| Taille de l'école | | | 0,02*** (0,00) | 0,01*** (0,00) |
| % de filles | | | 0,49** (0,17) | 0,33** (0,12) |
| Village | | | -8,05** (2,50) | -6,27** (2,28) |
| Petite ville | | | | Référence |
| Ville | | | -0,03 (2,97) | -1,34 (2,53) |
| Grande ville | | | 6,23* (2,60) | 3,69 (2,37) |
| Métropole | | | 9,38* (4,29) | 7,77* (3,82) |

Suite à la page suivante

Tableau 5.1: Différence-en-différences par la méthode des moindres carrés ordinaires sur les compétences cognitives en lecture (*suite*)

| | | | | |
|---------------------------------|---------|--------|--------|---------------------|
| <i>Éduc. parentale maximale</i> | | | | |
| - Primaire | | | | -14,00* (5,98) |
| - Secondaire incomplète | | | | -16,74*** (3,30) |
| - Secondaire | | | | -7,93*** (1,16) |
| - Post-secondaire | | | | Référence |
| 0 à 10 livres | | | | -40,39*** (2,22) |
| 11 à 100 livres | | | | Référence |
| 101 à 500 livres | | | | 26,34*** (1,06) |
| 500 livres et plus | | | | 36,86*** (1,70) |
| 15 > <i>ISEI</i> ≤ 30 | | | | -26,82*** (1,59) |
| 30 > <i>ISEI</i> ≤ 45 | | | | -14,38*** (1,26) |
| 45 > <i>ISEI</i> ≤ 60 | | | | Référence |
| 60 > <i>ISEI</i> ≤ 75 | | | | 15,59*** (1,41) |
| 75 > <i>ISEI</i> ≤ 90 | | | | 20,61*** (2,20) |
| Observations | 103 493 | 98 596 | 89 699 | 84 249 |
| R-Carré Moyen | 0,0020 | 0,0442 | 0,0787 | 0,1745 |

L'année de référence pour le DID avec les compétences en lecture est 2000. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

^a Test d'hypothèse fait à l'aide du module `pvtest.ado`

*** Coefficient significatif à 0,1 %

** Coefficient significatif à 1 %

* Coefficient significatif à 5 %

Tableau 5.2: Différence-en-différences par la méthode des moindres carrés ordinaires sur les compétences cognitives en mathématiques

| Variable | Spéc. 1 | Spéc. 2 | Spéc. 3 | Spéc. 4 |
|--|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Test ^a (<i>QC 2009</i>) - (<i>QC 2006</i>) = 0 | 4,19 (5,81) | 4,61 (5,26) | 1,65 (5,42) | 2,08 (4,79) |
| QC 2006 | 11,80 (6,55) | 13,74* (6,41) | 12,76* (6,32) | 9,73 (5,75) |
| QC 2009 | 15,99* (6,56) | 18,35** (6,40) | 14,42* (6,30) | 11,80* (5,56) |
| Cohorte = 2006 | -8,30** (2,81) | -10,24*** (2,50) | -11,04*** (2,50) | -10,45*** (2,19) |
| Cohorte = 2009 | -9,37*** (2,62) | -11,48*** (2,52) | -31,09** (11,48) | -20,27* (9,69) |
| Québec | 5,12 (4,81) | 3,92 (4,66) | -5,48 (4,74) | 7,49 (4,22) |
| Âge | | 1,53*** (0,17) | 1,42*** (0,17) | 1,28*** (0,16) |
| Fille | | -13,51*** (1,10) | -13,52*** (1,09) | -15,72*** (1,09) |
| Langue maison = école | | 9,02*** (2,53) | 14,02*** (2,16) | 2,16 (2,04) |
| École privée | | | 54,96*** (4,00) | 33,58*** (3,43) |
| Taille de l'école | | | 0,02*** (0,00) | 0,01*** (0,00) |
| % de fille | | | 0,39 (0,22) | 0,23 (0,19) |
| Village | | | -11,91*** (3,25) | -9,86** (3,02) |
| Petite ville | | | | Référence |
| Ville | | | -4,17 (3,00) | -6,33* (2,72) |
| Grande ville | | | -1,11 (3,12) | -3,80 (2,84) |
| Métropole | | | 0,88 (4,26) | -0,69 (3,62) |

Suite à la page suivante

Tableau 5.2: Différence-en-différences par la méthode des moindres carrés ordinaires sur les compétences cognitives en mathématiques (*suite*)

| | | | | |
|---------------------------------|--------|--------|--------|---------------------|
| <i>Éduc. parentale maximale</i> | | | | |
| - Primaire | | | | -5,14 (6,79) |
| - Secondaire incomplète | | | | -18,47*** (3,49) |
| - Secondaire | | | | -4,81*** (1,15) |
| - Post-secondaire | | | | Référence |
| 0 à 10 livres | | | | -30,93*** (2,42) |
| 11 à 100 livres | | | | Référence |
| 101 à 500 livres | | | | 27,56*** (1,19) |
| 500 livres et plus | | | | 39,46*** (2,16) |
| 15 > ISEI ≤ 30 | | | | -28,36*** (1,82) |
| 30 > ISEI ≤ 45 | | | | -15,05*** (1,42) |
| 45 > ISEI ≤ 60 | | | | Référence |
| 60 > ISEI ≤ 75 | | | | -15,32*** (1,47) |
| 75 > ISEI ≤ 90 | | | | 23,03*** (2,48) |
| Observations | 73 806 | 70 192 | 64 990 | 61 127 |
| R-Carré Moyen | 0,0058 | 0,0193 | 0,0565 | 0,1623 |

L'année de référence pour le DID avec les compétences en mathématiques est 2003. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

^a Test d'hypothèse fait à l'aide du module `pvttest.ado`

*** Coefficient significatif à 0.1 %

** Coefficient significatif à 1 %

* Coefficient significatif à 5 %

Tableau 5.3: Différence-en-différences par la méthode des moindres carrés ordinaires sur les compétences cognitives en sciences

| Variable | Spéc. 1 | Spéc. 2 | Spéc. 3 | Spéc. 4 |
|-----------------------|------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| <i>QC 2009</i> | -0,74 (5,65) | 0,46 (5,09) | -1,52 (5,27) | -1,21 (4,56) |
| Cohorte = 2009 | -5,62* (2,68) | -5,91* (2,54) | -26,74* (11,82) | -16,94 (9,88) |
| Québec | -5,12 (4,45) | -5,19 (4,14) | -15,67*** (4,61) | -4,80 (4,25) |
| Âge | | 1,52*** (0,21) | 1,35*** (0,20) | 1,14*** (0,21) |
| Fille | | -5,74*** (1,48) | -6,07*** (1,46) | -9,16*** (1,36) |
| Langue maison = école | | 23,34*** (3,52) | 27,32*** (3,16) | -9,16 (2,94) |
| École privée | | | 49,69*** (5,47) | 27,00*** (4,48) |
| Taille de l'école | | | 0,01*** (0,00) | 0,01*** (0,00) |
| % de fille | | | 0,42 (0,22) | 0,26 (0,19) |
| Village | | | -14,23*** (4,22) | -12,53** (3,82) |
| Petite ville | | | | Référence |
| Ville | | | 0,49 (3,75) | -0,99 (3,41) |
| Grande ville | | | -0,81 (4,21) | -2,20 (3,67) |
| Métropole | | | 3,54 (5,77) | 2,72 (4,65) |

Suite à la page suivante

Tableau 5.3: Différence-en-différences par la méthode des moindres carrés ordinaires sur les compétences cognitives en sciences (*suite*)

| | | | | |
|---------------------------------|--------|--------|--------|---------------------|
| <i>Éduc. parentale maximale</i> | | | | |
| - Primaire | | | | -29,07** (9,13) |
| - Secondaire incomplète | | | | -14,23** (4,98) |
| - Secondaire | | | | -5,45** (1,82) |
| - Post-secondaire | | | | Référence |
| 0 à 10 livres | | | | -38,49*** (2,79) |
| 11 à 100 livres | | | | Référence |
| 101 à 500 livres | | | | 32,04*** (1,45) |
| 500 livres et plus | | | | 42,91*** (2,52) |
| 15 > <i>ISEI</i> ≤ 30 | | | | -28,57*** (2,49) |
| 30 > <i>ISEI</i> ≤ 45 | | | | -15,75*** (1,72) |
| 45 > <i>ISEI</i> ≤ 60 | | | | Référence |
| 60 > <i>ISEI</i> ≤ 75 | | | | -14,00*** (1,83) |
| 75 > <i>ISEI</i> ≤ 90 | | | | 18,10*** (3,37) |
| Observations | 45 853 | 43 936 | 41 063 | 38 964 |
| R-Carré Moyen | 0,0016 | 0,0137 | 0,0408 | 0,1533 |

L'année de référence pour le DID avec les compétences en sciences est 2006. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées avec les poids échantillonaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

*** Coefficient significatif à 0.1 %

** Coefficient significatif à 1 %

* Coefficient significatif à 5 %

Tableau 5.4: Résultats des modèles de différence-en-différences par la méthode des moindres carrés ordinaires selon diverses conditions

| Spécification | Lecture | | Mathématiques | | Sciences | |
|--|-----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|----------------|
| | Coef. | R ² | Coef. | R ² | Coef. | R ² |
| Modèle régulier | | | | | | |
| Spécification 1 | 3,30 (6,66) | 0,0020 | 4,19 (5,81) | 0,0070 | -0,74 (5,65) | 0,0016 |
| Spécification 2 | 2,90 (6,81) | 0,0442 | 4,61 (5,26) | 0,0193 | 0,47 (5,09) | 0,0137 |
| Spécification 3 | -1,24 (6,68) | 0,0787 | 1,65 (5,42) | 0,0565 | -1,52 (5,27) | 0,0408 |
| Spécification 4 | -0,87 (6,12) | 0,1745 | 2,08 (4,79) | 0,1623 | -1,21 (4,56) | 0,1533 |
| Modèle contrôlant pour le grade | | | | | | |
| Spécification 1 | 3,30 (6,66) | 0,0020 | 4,19 (5,81) | 0,0070 | -0,74 (5,65) | 0,0016 |
| Spécification 2 | 3,79 (5,82) | 0,1243 | 5,47 (4,79) | 0,1141 | 1,23 (4,71) | 0,0784 |
| Spécification 3 | 1,69 (6,36) | 0,1440 | 4,67 (5,01) | 0,1341 | 1,12 (4,98) | 0,0942 |
| Spécification 4 | 1,22 (5,89) | 0,2225 | 4,27 (4,53) | 0,2200 | 0,60 (4,40) | 0,1903 |
| Modèle avec restrictions pour les élèves nés d'octobre à décembre au QC et en NÉ | | | | | | |
| Spécification 1 | 2,30 (6,72) | 0,0020 | 2,84 (5,87) | 0,0091 | -2,48 (5,62) | 0,0012 |
| Spécification 2 | 2,33 (6,27) | 0,0438 | 3,81 (5,35) | 0,0197 | -0,67 (5,12) | 0,0115 |
| Spécification 3 | -1,31 (7,01) | 0,0766 | 1,32 (5,72) | 0,0541 | -1,85 (5,50) | 0,0363 |
| Spécification 4 | -0,99 (6,44) | 0,1743 | 2,11 (5,03) | 0,1619 | -1,33 (4,80) | 0,1515 |

Suite à la page suivante

Tableau 5.4: Résultats des modèles de différence-en-différences par la méthode des moindres carrés ordinaires selon diverses conditions (*suite*)

| Modèle incluant seulement les garçons | | | | | | |
|--|-----------------|--------|-----------------|--------|-----------------|--------|
| Spécification 1 | 2,24 (7,88) | 0,0019 | 8,41 (6,90) | 0,0069 | 0,43 (7,20) | 0,0010 |
| Spécification 2 | 2,13 (7,62) | 0,0136 | 9,49 (6,65) | 0,0147 | 2,66 (6,88) | 0,0118 |
| Spécification 3 | -0,41 (7,88) | 0,0527 | 6,68 (6,66) | 0,0554 | 0,87 (6,81) | 0,0410 |
| Spécification 4 | 0,27 (7,10) | 0,1477 | 6,53 (5,88) | 0,1560 | 1,62 (5,90) | 0,1444 |
| Modèle incluant seulement les filles | | | | | | |
| Spécification 1 | 4,03 (7,23) | 0,0028 | 0,09 (6,44) | 0,0084 | -1,84 (6,14) | 0,0027 |
| Spécification 2 | 3,70 (6,66) | 0,0164 | -0,13 (5,77) | 0,0128 | -1,54 (5,68) | 0,0146 |
| Spécification 3 | -2,07 (7,05) | 0,0487 | -3,21 (6,04) | 0,0476 | -3,67 (5,81) | 0,0404 |
| Spécification 4 | -1,78 (6,56) | 0,1529 | -2,13 (5,52) | 0,1600 | -3,62 (5,11) | 0,1630 |
| Modèle différenciant les provinces avec l'Ontario comme référence | | | | | | |
| Spécification 1 | 3,39 (8,22) | 0,0115 | 3,50 (6,99) | 0,0146 | -1,54 (6,54) | 0,0109 |
| Spécification 2 | 5,06 (7,64) | 0,0565 | 5,40 (6,39) | 0,0281 | 1,62 (6,19) | 0,0246 |
| Spécification 3 | 2,23 (7,85) | 0,0869 | 3,13 (6,42) | 0,0615 | 0,60 (6,01) | 0,0484 |
| Spécification 4 | 1,47 (7,00) | 0,1810 | 2,28 (5,74) | 0,1659 | 0,15 (5,33) | 0,1593 |

Suite à la page suivante

Tableau 5.4: Résultats des modèles de différence-en-différences par la méthode des moindres carrés ordinaires selon diverses conditions (*suite*)

| Modèle différenciant l'école publique et privée (École publique) | | | | | | |
|---|-------------------|--------|-----------------|--------|-------------------|--------|
| Spécification 1 | 4,02 (7,50) | 0,0153 | 0,90 (6,63) | 0,0263 | -0,63 (6,25) | 0,0184 |
| Spécification 2 | 3,88 (6,95) | 0,0567 | 1,13 (6,06) | 0,0382 | 0,84 (5,61) | 0,0295 |
| Spécification 3 | 2,53 (7,45) | 0,0734 | 1,09 (6,10) | 0,0524 | 1,55 (5,84) | 0,0396 |
| Spécification 4 | 2,60 (6,93) | 0,1733 | 1,32 (5,38) | 0,1621 | 1,64 (5,10) | 0,1547 |
| Modèle différenciant l'école publique et privée (École privée) | | | | | | |
| Spécification 1 | -13,11 (11,31) | 0,0153 | 5,44 (10,60) | 0,0263 | -13,85 (10,38) | 0,0184 |
| Spécification 2 | -13,39 (11,98) | 0,0567 | 7,06 (10,35) | 0,0382 | -12,73 (10,32) | 0,0295 |
| Spécification 3 | -15,94 (13,19) | 0,0734 | 5,06 (11,51) | 0,0524 | -13,71 (10,93) | 0,0396 |
| Spécification 4 | -15,25 (11,24) | 0,1733 | 4,79 (9,85) | 0,1621 | -13,42* (8,78) | 0,1547 |

Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

*** Coefficient significatif à 5 %

** Coefficient significatif à 10 %

* Coefficient significatif à 15 %

Tableau 5.5: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en lecture avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile

| Spécification | MCO | Q10 | Q25 | Q50 | Q75 | Q90 |
|---|-----------------|-------------------|-------------------|-----------------|--------------------|---------------------|
| Modèle régulier | | | | | | |
| Spécification 1 | 3,30 (6,66) | 18,84 (13,73) | 11,34 (9,24) | 3,03 (7,26) | -4,70 (6,88) | -14,14** (7,55) |
| Spécification 2 | 2,90 (6,19) | 18,47* (12,02) | 8,85 (8,13) | 4,58 (7,21) | -5,37 (6,37) | -15,24*** (7,60) |
| Spécification 3 | -1,24 (6,68) | 11,13 (12,07) | 7,03 (8,50) | 0,96 (7,46) | -7,92 (7,04) | -18,78*** (7,36) |
| Spécification 4 | -0,87 (6,12) | 12,97 (10,42) | 8,71 (7,62) | -0,43 (6,46) | -10,25* (6,55) | -15,56*** (6,25) |
| Modèle contrôlant pour le grade | | | | | | |
| Spécification 1 | 3,30 (6,66) | 18,83 (13,73) | 11,34 (9,24) | 3,03 (7,26) | -4,70 (6,88) | -14,14** (7,55) |
| Spécification 2 | 3,79 (5,83) | 15,63* (9,82) | 11,43** (6,80) | 2,76 (6,93) | -4,89 (6,60) | -12,01* (7,33) |
| Spécification 3 | 1,69 (6,36) | 13,75 (10,23) | 10,89 (8,04) | 0,76 (7,38) | -6,19 (6,73) | -13,20** (7,44) |
| Spécification 4 | -1,23 (5,89) | 14,80 (10,12) | 10,86 (7,57) | -0,55 (6,68) | -7,46 (5,64) | -13,08** (7,52) |
| Modèle avec restrictions pour les élèves nés d'octobre à décembre au QC et en NÉ | | | | | | |
| Spécification 1 | 2,30 (6,72) | 17,01 (12,33) | 10,88 (9,29) | 1,68 (7,55) | -5,73 (7,59) | -14,74** (7,88) |
| Spécification 2 | 2,33 (6,27) | 18,00 (12,56) | 9,65 (8,00) | 2,47 (8,05) | -5,54 (50,38) | -15,64*** (7,74) |
| Spécification 3 | -1,31 (7,01) | 11,97 (12,65) | 8,04 (8,91) | -0,74 (8,02) | -9,27 (7,81) | -17,57*** (7,51) |
| Spécification 4 | -0,99 (6,44) | 12,82 (11,31) | 8,40 (8,24) | -1,38 (6,96) | -11,06** (6,61) | -15,90*** (7,15) |

Suite à la page suivante

Tableau 5.5: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en lecture avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile (*suite*)

| Modèle incluant seulement les garçons | | | | | | |
|---|-----------------|--------------------|-----------------|-----------------|-----------------|---------------------|
| Spécification 1 | 2,24 (7,88) | 17,66 (13,90) | 6,64 (10,18) | 3,62 (8,83) | -6,38 (7,73) | -18,57** (10,16) |
| Spécification 2 | 2,13 (7,62) | 14,47 (13,13) | 8,85 (9,87) | 5,30 (8,55) | -5,59 (8,48) | -18,50** (10,91) |
| Spécification 3 | -0,41 (7,88) | 6,99 (15,07) | 7,96 (11,04) | 2,49 (9,47) | -7,75 (9,14) | -18,20*** (8,96) |
| Spécification 4 | 0,27 (5,88) | 11,74 (10,96) | 12,85 (8,34) | -0,17 (8,50) | -9,53 (7,52) | -15,52** (9,72) |
| Modèle incluant seulement les filles | | | | | | |
| Spécification 1 | 4,03 (7,23) | 22,22* (14,38) | 9,60 (9,18) | 3,78 (8,61) | -4,43 (7,76) | -14,12* (8,94) |
| Spécification 2 | 3,70 (6,66) | 21,67** (12,84) | 10,30 (9,28) | 3,47 (8,47) | -4,59 (8,26) | -13,21 (10,48) |
| Spécification 3 | -2,07 (7,05) | 15,13 (12,68) | 6,95 (9,44) | -0,77 (8,29) | -7,87 (8,62) | -18,61** (10,12) |
| Spécification 4 | -1,78 (6,56) | 14,62 (12,53) | 7,19 (9,42) | -0,83 (7,56) | -9,69 (7,38) | -15,05** (7,73) |
| Modèle en différenciant l'école publique et privée (École publique) | | | | | | |
| Spécification 1 | 4,02 (7,50) | 20,69* (12,45) | 13,43 (9,87) | 3,53 (7,60) | -3,65 (7,63) | -14,04** (8,16) |
| Spécification 2 | 3,88 (6,95) | 19,53* (12,03) | 9,21 (7,88) | 3,87 (7,37) | -3,78 (7,42) | -12,70* (7,60) |
| Spécification 3 | 2,53 (7,45) | 14,77 (14,31) | 11,16 (9,68) | 3,91 (8,10) | -4,22 (7,97) | -15,75** (8,37) |
| Spécification 4 | 2,60 (6,93) | 16,07 (12,15) | 11,91 (8,58) | 2,12 (7,88) | -6,02 (7,28) | -12,56** (7,22) |

Suite à la page suivante

Tableau 5.5: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en lecture avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile (*suite*)

| Modèle différenciant l'école publique et privée (École privée) | | | | | | |
|--|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| Spécification 1 | -13,12 (11,32) | -10,40 (16,57) | -5,87 (15,14) | -9,38 (12,17) | -17,68 (13,71) | -20,63* (12,45) |
| Spécification 2 | -13,39 (11,98) | -4,70 (18,01) | -1,21 (13,65) | -7,95 (12,39) | -17,59 (14,76) | -24,74* (16,55) |
| Spécification 3 | -15,94 (13,19) | 7,78 (20,07) | -6,92 (16,93) | -12,92 (13,52) | -21,27 (15,40) | -25,71** (14,28) |
| Spécification 4 | -15,25 (11,26) | -1,15 (18,18) | -3,74 (14,02) | -13,21 (12,14) | -21,40** (11,32) | -28,90** (14,79) |

Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

*** Coefficient significatif à 5 %

** Coefficient significatif à 10 %

* Coefficient significatif à 15 %

Tableau 5.6: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en mathématiques avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile

| Spécification | MCO | Q10 | Q25 | Q50 | Q75 | Q90 |
|---|----------------|------------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|
| Modèle régulier | | | | | | |
| Spécification 1 | 4,19 (5,81) | 12,54 (11,64) | 5,39 (8,04) | 5,81 (6,77) | 1,81 (6,07) | -3,11 (6,72) |
| Spécification 2 | 4,61 (5,26) | 10,16 (10,39) | 7,67 (7,43) | 6,76 (6,34) | 2,58 (5,66) | -3,66 (6,76) |
| Spécification 3 | 1,65 (5,42) | 3,23 (9,13) | 3,32 (7,28) | 2,88 (6,31) | 0,97 (5,92) | -5,44 (7,44) |
| Spécification 4 | 2,08 (4,79) | 5,17 (7,82) | 3,72 (6,61) | 2,74 (6,20) | 1,16 (5,38) | -4,96 (6,51) |
| Modèle contrôlant pour le grade | | | | | | |
| Spécification 1 | 4,19 (5,81) | 12,54 (11,64) | 5,39 (8,04) | 5,81 (6,77) | 1,81 (6,07) | -3,11 (6,72) |
| Spécification 2 | 5,47 (4,79) | 11,27* (7,37) | 7,77 (6,00) | 4,27 (5,80) | 3,72 (5,81) | 0,29 (7,41) |
| Spécification 3 | 4,67 (5,01) | 10,86 (8,13) | 5,80 (6,09) | 4,56 (6,51) | 1,86 (6,30) | -2,16 (7,24) |
| Spécification 4 | 4,27 (4,46) | 11,03* (7,31) | 7,20 (6,81) | 3,49 (5,20) | 2,12 (4,64) | -2,11 (6,63) |
| Modèle avec restrictions pour les élèves nés d'octobre à décembre au QC et en NÉ | | | | | | |
| Spécification 1 | 2,84 (5,87) | 8,15 (10,77) | 6,07 (8,22) | 3,77 (6,86) | 0,01 (6,65) | -4,13 (7,88) |
| Spécification 2 | 3,81 (5,35) | 9,16 (10,33) | 8,22 (7,26) | 4,92 (6,75) | 1,36 (6,40) | -3,98 (7,21) |
| Spécification 3 | 1,32 (5,72) | 3,28 (10,27) | 4,48 (8,03) | 2,67 (7,60) | 0,03 (6,13) | -5,81 (8,36) |
| Spécification 4 | 2,11 (5,03) | 4,72 (8,64) | 4,65 (7,37) | 2,52 (6,48) | 1,57 (5,62) | -4,07 (7,07) |

Suite à la page suivante

Tableau 5.6: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en mathématiques avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile (*suite*)

| Modèle incluant seulement les garçons | | | | | | |
|--|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|--------------------|
| Spécification 1 | 8,41 (6,90) | 13,77 (14,45) | 6,83 (9,30) | 10,67 (8,67) | 8,79 (8,42) | 0,70 (10,44) |
| Spécification 2 | 9,49 (6,66) | 12,54 (13,56) | 10,16 (8,45) | 12,09 (8,42) | 8,87 (7,21) | 2,63 (9,87) |
| Spécification 3 | 6,68 (6,66) | 7,69 (11,79) | 6,68 (8,76) | 7,25 (8,12) | 9,17 (6,98) | 2,03 (10,33) |
| Spécification 4 | 6,53 (5,88) | 8,50 (10,96) | 4,90 (8,34) | 7,28 (8,50) | 9,04 (7,52) | 3,54 (9,72) |
| Modèle incluant seulement les filles | | | | | | |
| Spécification 1 | 0,09 (6,45) | 11,39 (12,99) | 4,89 (10,15) | 1,99 (7,84) | -5,54 (7,12) | -10,67 (8,98) |
| Spécification 2 | -0,13 (5,77) | 9,12 (11,92) | 4,61 (9,07) | 1,57 (7,66) | -4,25 (7,52) | -9,82 (8,75) |
| Spécification 3 | -3,21 (6,04) | 0,06 (11,80) | 1,21 (7,36) | -0,65 (8,25) | -7,35 (7,76) | -13,34 (9,01) |
| Spécification 4 | -2,03 (5,52) | 5,73 (9,40) | 3,79 (7,52) | -1,31 (6,74) | -4,54 (7,16) | -13,74** (7,73) |
| Modèle différenciant l'école publique et privée (École publique) | | | | | | |
| Spécification 1 | 0,90 (6,63) | 12,29 (12,51) | 2,62 (8,47) | 1,66 (7,36) | -1,58 (7,22) | -7,43 (7,80) |
| Spécification 2 | 1,13 (6,06) | 9,63 (11,04) | 4,76 (8,08) | 1,39 (7,16) | -1,89 (6,67) | -7,12 (8,73) |
| Spécification 3 | 1,09 (6,10) | 4,05 (11,20) | 1,38 (7,52) | 1,87 (6,96) | 2,09 (6,87) | -4,97 (8,16) |
| Spécification 4 | 1,32 (5,38) | 6,34 (8,38) | 2,44 (7,38) | 0,55 (6,83) | 0,71 (6,40) | -5,56 (7,08) |

Suite à la page suivante

Tableau 5.6: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en mathématiques avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile (*suite*)

| Modèle différenciant l'école publique et privée (École privée) | | | | | | |
|--|-----------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|------------------|
| Spécification 1 | 5,44 (10,60) | 16,83 (15,75) | 13,51 (13,06) | 4,95 (10,59) | 2,62 (11,86) | -5,15 (13,33) |
| Spécification 2 | 7,06 (10,36) | 17,16 (18,04) | 16,28 (12,10) | 6,22 (11,45) | 4,46 (11,95) | -3,05 (13,62) |
| Spécification 3 | 5,06 (11,51) | 9,58 (20,37) | 8,03 (16,02) | 5,39 (11,77) | 0,92 (12,13) | -6,44 (14,91) |
| Spécification 4 | 4,78 (9,85) | 10,79 (17,87) | 8,87 (13,32) | 6,60 (9,60) | 3,18 (12,00) | -2,47 (16,76) |

Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

*** Coefficient significatif à 5 %

** Coefficient significatif à 10 %

* Coefficient significatif à 15 %

Tableau 5.7: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en sciences avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile

| Spécification | MCO | Q10 | Q25 | Q50 | Q75 | Q90 |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|--------------------|
| Modèle régulier | | | | | | |
| Spécification 1 | -0,74 (5,65) | 6,88 (10,09) | 3,15 (7,06) | 0,47 (6,24) | -5,03 (5,92) | -11,41 (7,40) |
| Spécification 2 | 0,47 (5,26) | 6,03 (10,22) | 3,79 (7,35) | 2,31 (6,36) | -4,30 (5,47) | -10,66** (6,79) |
| Spécification 3 | -1,53 (5,27) | -0,44 (8,76) | -0,88 (6,99) | 1,54 (6,22) | -4,35 (5,98) | -9,78 (6,81) |
| Spécification 4 | -1,21 (4,56) | 4,16 (8,80) | 1,18 (6,27) | -0,87 (6,38) | -4,08 (4,92) | -7,94 (6,11) |
| Modèle contrôlant pour le grade | | | | | | |
| Spécification 1 | -0,74 (5,65) | 6,88 (10,09) | 3,16 (7,06) | 0,47 (6,24) | -5,03 (5,92) | -11,41 (7,40) |
| Spécification 2 | 1,23 (4,72) | 3,27 (6,76) | 3,36 (6,04) | 1,64 (5,85) | -1,66 (5,67) | -9,23 (6,70) |
| Spécification 3 | 1,12 (4,98) | 2,25 (7,55) | 2,42 (5,94) | 3,32 (6,17) | -2,62 (5,78) | 6,01 (7,64) |
| Spécification 4 | 0,61 (4,40) | 4,90 (7,58) | 3,21 (5,75) | 1,24 (5,75) | -3,33 (5,70) | -4,94 (6,03) |
| Modèle avec restrictions pour les élèves nés d'octobre à décembre au QC et en NÉ | | | | | | |
| Spécification 1 | -2,48 (5,63) | 2,46 (10,22) | 0,24 (7,18) | -1,43 (6,49) | -5,82 (6,19) | -11,49** (6,80) |
| Spécification 2 | -0,67 (5,38) | 2,88 (10,01) | 3,22 (7,14) | 1,69 (6,69) | -4,84 (6,01) | -10,98* (6,83) |
| Spécification 3 | -1,85 (5,50) | -1,00 (8,97) | -0,15 (6,90) | 0,27 (6,60) | -5,67 (6,58) | -10,77 (8,45) |
| Spécification 4 | -1,33 (4,81) | 4,67 (10,34) | 1,64 (7,25) | -1,29 (6,86) | -5,38 (5,78) | -7,46 (6,68) |

Suite à la page suivante

Tableau 5.7: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en sciences avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile (*suite*)

| Modèle incluant seulement les garçons | | | | | | |
|--|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|--------------------|
| Spécification 1 | 0,43 (7,20) | 7,40 (12,55) | 2,22 (9,25) | -1,23 (8,30) | -1,21 (8,53) | -8,73 (8,43) |
| Spécification 2 | 2,66 (6,88) | 9,02 (12,85) | 4,96 (9,00) | 3,84 (7,77) | -0,39 (8,79) | -9,13 (8,49) |
| Spécification 3 | 0,87 (6,81) | 2,33 (12,28) | -0,62 (9,86) | 2,49 (8,11) | -0,97 (8,82) | -3,70 (11,47) |
| Spécification 4 | 1,62 (5,90) | 4,33 (12,58) | 1,59 (8,61) | 0,40 (9,40) | 1,83 (7,34) | -2,42 (8,19) |
| Modèle incluant seulement les filles | | | | | | |
| Spécification 1 | -1,84 (6,14) | 4,77 (11,76) | 3,98 (8,56) | 1,03 (7,30) | -7,08 (7,23) | -13,71 (9,76) |
| Spécification 2 | -1,54 (5,68) | 3,33 (11,72) | 2,43 (7,80) | 1,12 (7,34) | -7,88 (7,32) | -13,15 (10,08) |
| Spécification 3 | -3,67 (5,82) | -2,64 (10,34) | -0,01 (9,21) | 0,13 (7,37) | -7,04 (8,21) | -14,10** (8,05) |
| Spécification 4 | -3,62 (5,11) | 1,66 (10,51) | 1,63 (8,82) | -2,04 (7,10) | -8,37 (6,15) | -11,64* (7,87) |
| Modèle différenciant l'école publique et privée (École publique) | | | | | | |
| Spécification 1 | -0,63 (6,52) | 8,28 (10,98) | 3,26 (8,38) | 0,58 (7,10) | -6,47 (5,99) | -10,54 (7,95) |
| Spécification 2 | 0,84 (5,61) | 8,72 (9,59) | 3,30 (7,28) | 2,19 (6,20) | -3,92 (5,79) | -10,96 (8,18) |
| Spécification 3 | 1,55 (5,84) | 4,15 (9,77) | 3,11 (7,92) | 4,25 (7,10) | -0,92 (6,59) | -6,95 (7,70) |
| Spécification 4 | 1,64 (5,10) | 8,44 (9,50) | 3,80 (6,43) | 0,77 (7,10) | -2,03 (5,63) | -4,42 (7,03) |

Suite à la page suivante

Tableau 5.7: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en sciences avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile (*suite*)

| Modèle différenciant l'école publique et privée (École privée) | | | | | | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|---------------------|
| Spécification 1 | -13,85 (10,38) | -17,06 (18,86) | -13,55 (14,11) | -9,70 (11,28) | -11,23 (10,04) | -18,72 (10,73) |
| Spécification 2 | -12,73 (10,32) | -15,43 (18,84) | -10,96 (12,95) | -7,47 (11,42) | -12,52 (9,23) | -16,16 (11,17) |
| Spécification 3 | -13,71 (10,93) | -18,10 (19,25) | -14,00 (15,19) | -8,79 (11,42) | -15,20 (10,68) | -17,40 (11,93) |
| Spécification 4 | -13,42* (8,79) | -14,43 (15,50) | -10,55 (12,21) | -8,40 (10,10) | -13,65 (10,62) | -19,86** (10,86) |

Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

*** Coefficient significatif à 5 %

** Coefficient significatif à 10 %

* Coefficient significatif à 15 %

Tableau 5.8: Résultats des modèles de différence-en-différences par la méthode des moindres carrés ordinaires selon diverses conditions pour les élèves de 10e année

| Spécification | Lecture | | Mathématiques | | Sciences | |
|---------------------------------------|-----------------|----------------|--------------------|----------------|-----------------|----------------|
| | Coef. | R ² | Coef. | R ² | Coef. | R ² |
| Modèle régulier | | | | | | |
| Spécification 1 | 2,57 (6,58) | 0,0139 | 6,97 (5,57) | 0,0393 | -1,45 (5,40) | 0,0063 |
| Spécification 2 | 1,90 (6,41) | 0,0488 | 7,94* (5,33) | 0,0497 | -0,25 (5,18) | 0,0139 |
| Spécification 3 | -0,05 (6,80) | 0,0722 | 8,01* (5,38) | 0,0715 | 0,76 (5,44) | 0,0297 |
| Spécification 4 | -1,20 (6,24) | 0,1610 | 7,15* (4,87) | 0,1688 | -0,39 (4,81) | 0,1380 |
| Modèle incluant seulement les garçons | | | | | | |
| Spécification 1 | 4,70 (8,66) | 0,0156 | 14,55** (7,54) | 0,0420 | 3,84 (7,50) | 0,0093 |
| Spécification 2 | 4,82 (8,49) | 0,0223 | 15,84*** (7,36) | 0,0435 | 5,88 (7,31) | 0,0151 |
| Spécification 3 | 4,33 (8,64) | 0,0472 | 16,02*** (7,54) | 0,0669 | 7,13 (7,48) | 0,0315 |
| Spécification 4 | 2,10 (7,66) | 0,1330 | 13,90*** (6,84) | 0,1556 | 5,02 (6,56) | 0,1241 |
| Modèle incluant seulement les filles | | | | | | |
| Spécification 1 | -0,75 (6,98) | 0,0117 | 0,74 (5,92) | 0,0399 | -5,75 (5,89) | 0,0043 |
| Spécification 2 | -0,64 (6,88) | 0,0211 | 0,85 (5,77) | 0,0399 | -5,41 (5,82) | 0,0110 |
| Spécification 3 | -4,25 (7,08) | 0,0451 | 0,82 (5,91) | 0,0611 | -4,67 (5,99) | 0,0271 |
| Spécification 4 | -4,29 (6,70) | 0,1444 | 1,20 (5,51) | 0,1684 | -4,76 (5,51) | 0,1522 |

Suite à la page suivante

Tableau 5.8: Résultats des modèles de différence-en-différences par la méthode des moindres carrés ordinaires selon diverses conditions pour les élèves de 10e année (*suite*)

| Modèle différenciant l'école publique et privée (École publique) | | | | | | |
|---|-------------------|--------|-----------------|--------|-------------------|--------|
| Spécification 1 | 4,03 (7,15) | 0,0184 | 4,24 (6,14) | 0,0462 | -1,11 (5,78) | 0,0127 |
| Spécification 2 | 3,48 (6,83) | 0,0534 | 5,38 (5,93) | 0,0564 | 0,47 (5,51) | 0,0200 |
| Spécification 3 | 4,42 (7,33) | 0,0672 | 8,55 (6,06) | 0,0665 | 4,49 (5,96) | 0,0277 |
| Spécification 4 | 2,65 (6,90) | 0,1597 | 7,40 (5,65) | 0,1675 | 2,86 (5,47) | 0,1382 |
| Modèle différenciant l'école publique et privée (École publique) | | | | | | |
| Spécification 1 | -10,48 (12,42) | 0,0184 | 8,15 (11,56) | 0,0462 | -10,38 (10,86) | 0,0127 |
| Spécification 2 | -11,01 (13,02) | 0,0534 | 8,95 (11,19) | 0,0564 | -9,84 (10,32) | 0,0200 |
| Spécification 3 | -14,89 (13,73) | 0,0672 | 6,14 (12,11) | 0,0665 | -12,04 (10,90) | 0,0277 |
| Spécification 4 | -14,31 (11,60) | 0,1597 | 5,67 (10,30) | 0,1675 | -11,81 (8,40) | 0,1382 |

Suite à la page suivante

Tableau 5.8: Résultats des modèles de différence-en-différences par la méthode des moindres carrés ordinaires selon diverses conditions pour les élèves de 10e année (*suite*)

| Modèle différenciant les provinces avec l'Ontario comme référence | | | | | | |
|--|----------------|--------|----------------|--------|-----------------|--------|
| Spécification 1 | 2,32 (8,17) | 0,0223 | 6,23 (6,82) | 0,0451 | -8,18 (7,02) | 0,0139 |
| Spécification 2 | 3,31 (7,87) | 0,0589 | 8,17 (6,54) | 0,0559 | -5,68 (6,72) | 0,0224 |
| Spécification 3 | 3,01 (8,06) | 0,0796 | 9,38 (6,55) | 0,0755 | -4,83 (6,69) | 0,0359 |
| Spécification 4 | 1,29 (7,23) | 0,1673 | 7,64 (5,88) | 0,1719 | -3,70 (5,86) | 0,1433 |

Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `iv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

*** Coefficient significatif à 5 %

** Coefficient significatif à 10 %

* Coefficient significatif à 15 %

Tableau 5.9: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en lecture avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile pour les élèves de 10e année

| Spécification | MCO | Q10 | Q25 | Q50 | Q75 | Q90 |
|---------------------------------------|-----------------|--------------------|------------------|------------------|-------------------|---------------------|
| Modèle régulier | | | | | | |
| Spécification 1 | 2,57 (6,58) | 20,24** (11,17) | 11,31 (8,31) | 0,68 (7,39) | -7,73 (7,78) | -17,46** (8,92) |
| Spécification 2 | 1,90 (6,41) | 13,46 (11,68) | 10,38 (7,30) | 1,22 (7,51) | -7,60 (7,67) | -17,21** (8,96) |
| Spécification 3 | -0,05 (6,80) | 15,31 (11,39) | 8,69 (9,00) | -1,32 (8,11) | -9,57 (9,01) | -17,88*** (8,56) |
| Spécification 4 | -1,20 (6,19) | 11,06 (9,67) | 9,34 (8,16) | -3,02 (6,96) | -10,35* (6,25) | -16,37*** (7,50) |
| Modèle incluant seulement les garçons | | | | | | |
| Spécification 1 | 4,70 (8,66) | 20,13 (16,60) | 11,97 (10,81) | 3,04 (11,15) | -6,68 (8,95) | -19,93* (12,40) |
| Spécification 2 | 4,82 (8,49) | 15,28 (15,78) | 13,96 (9,82) | 3,81 (10,33) | -5,29 (9,92) | -20,01* (13,49) |
| Spécification 3 | 4,33 (8,64) | 16,34 (201,87) | 15,93 (12,36) | 3,41 (10,89) | -7,31 (10,69) | -17,67** (10,48) |
| Spécification 4 | 2,10 (6,84) | 12,84 (13,44) | 16,26* (9,29) | -2,10 (9,08) | -8,58 (7,99) | -15,48* (11,73) |
| Modèle incluant seulement les filles | | | | | | |
| Spécification 1 | -0,75 (6,98) | 14,14 (10,35) | 6,34 (8,68) | -2,27 (8,36) | -9,20 (9,36) | -16,57 (11,62) |
| Spécification 2 | -0,64 (6,88) | 11,91 (10,98) | 6,96 (8,04) | -1,79 (9,19) | -9,26 (9,78) | -16,30 (12,90) |
| Spécification 3 | -4,25 (7,08) | 13,64 (11,18) | 5,41 (9,74) | -6,77 (10,34) | -12,13 (9,45) | -19,84* (13,04) |
| Spécification 4 | -4,29 (6,70) | 10,19 (12,26) | 2,83 (9,60) | -5,45 (7,88) | -12,41* (8,27) | -17,42** (9,65) |

Suite à la page suivante

Tableau 5.9: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en lecture avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile pour les élèves de 10e année (*suite*)

| Modèle différenciant l'école publique et privée (École publique) | | | | | | |
|--|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|---------------------|--------------------|
| Spécification 1 | 4,03 (7,15) | 24,51** (12,68) | 11,90 (8,59) | 0,87 (7,98) | -5,80 (7,75) | -16,47** (8,74) |
| Spécification 2 | 3,48 (6,83) | 16,28 (11,27) | 11,77 (8,47) | 1,02 (7,55) | -5,61 (7,86) | -17,23** (8,81) |
| Spécification 3 | 4,42 (7,33) | 21,51** (12,59) | 13,53* (8,93) | 2,16 (8,61) | -5,49 (123,53) | -16,12* (9,79) |
| Spécification 4 | 2,65 (6,89) | 14,17 (10,98) | 14,47** (8,09) | 0,15 (7,40) | -7,63 (7,32) | -13,76 (9,31) |
| Modèle différenciant l'école publique et privée (École privée) | | | | | | |
| Spécification 1 | -10,48 (12,43) | -6,06 (20,69) | -3,92 (16,08) | -7,63 (15,02) | -18,38 (15,17) | -14,46 (14,99) |
| Spécification 2 | -11,01 (13,02) | -2,05 (18,58) | 1,63 (15,54) | -7,05 (13,74) | -18,87 (15,33) | -21,27 (16,45) |
| Spécification 3 | -14,89 (13,73) | -1,22 (19,49) | -5,49 (17,88) | -14,12 (14,37) | -22,51 (97,75) | -22,48* (14,78) |
| Spécification 4 | -14,31 (11,60) | 3,35 (20,81) | -5,45 (13,44) | -13,36 (10,22) | -20,76** (14,02) | -25,64* (18,65) |

Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

*** Coefficient significatif à 5 %

** Coefficient significatif à 10 %

* Coefficient significatif à 15 %

Tableau 5.10: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en mathématiques avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile pour les élèves de 10e année

| Spécification | MCO | Q10 | Q25 | Q50 | Q75 | Q90 |
|---------------------------------------|--------------------|---------------------|---------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| Modèle régulier | | | | | | |
| Spécification 1 | 6,97 (5,57) | 14,97** (8,47) | 11,21 (8,35) | 5,52 (6,70) | 1,43 (6,71) | -6,46 (7,84) |
| Spécification 2 | 7,94* (5,33) | 15,60** (8,91) | 13,91** (7,18) | 6,29 (6,46) | 1,56 (6,71) | -4,16 (9,04) |
| Spécification 3 | 8,01* (5,39) | 16,12** (9,23) | 12,12* (7,39) | 7,51 (7,57) | 1,21 (6,97) | -5,71 (8,53) |
| Spécification 4 | 7,15* (4,87) | 14,49* (8,84) | 11,82** (6,89) | 6,82 (6,19) | 2,84 (5,59) | -2,49 (8,19) |
| Modèle incluant seulement les garçons | | | | | | |
| Spécification 1 | 14,55** (7,54) | 22,18** (11,49) | 19,44*** (9,28) | 16,00** (9,13) | 7,40 (8,68) | 2,39 (12,38) |
| Spécification 2 | 15,84*** (7,36) | 25,75*** (12,23) | 22,03*** (10,25) | 15,62** (8,94) | 8,93 (8,78) | 2,84 (12,07) |
| Spécification 3 | 16,02*** (7,54) | 23,03** (13,34) | 21,12** (10,87) | 17,25** (9,32) | 9,15 (7,86) | 2,09 (12,88) |
| Spécification 4 | 13,90*** (6,84) | 17,71 (13,44) | 17,41** (9,29) | 13,87* (9,08) | 11,41 (7,99) | 3,85 (11,73) |
| Modèle incluant seulement les filles | | | | | | |
| Spécification 1 | 0,74 (5,92) | 11,68 (10,60) | 7,02 (9,84) | -1,76 (7,30) | -6,03 (8,95) | -12,10 (11,34) |
| Spécification 2 | 0,85 (5,78) | 9,20 (10,53) | 6,82 (9,32) | -1,63 (7,31) | -5,21 (9,52) | -11,84 (11,11) |
| Spécification 3 | 0,82 (5,91) | 11,26 (10,03) | 6,32 (9,56) | -1,45 (8,23) | -6,49 (10,67) | -13,45 (9,76) |
| Spécification 4 | 1,20 (5,51) | 10,50 (11,14) | 7,87 (8,61) | -0,41 (7,41) | -2,98 (8,05) | -9,70 (8,62) |

Suite à la page suivante

Tableau 5.10: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en mathématiques avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile pour les élèves de 10e année (*suite*)

| Modèle différenciant l'école publique et privée (École publique) | | | | | | |
|--|-----------------|-------------------|-------------------|-----------------|-----------------|------------------|
| Spécification 1 | 4,24 (6,14) | 13,69 (9,91) | 9,10 (8,06) | 3,01 (7,24) | -1,75 (7,54) | -6,21 (9,62) |
| Spécification 2 | 5,38 (5,93) | 16,07** (8,88) | 10,67 (7,46) | 4,06 (7,25) | -1,59 (7,17) | -7,82 (9,42) |
| Spécification 3 | 8,55 (6,06) | 15,78** (8,89) | 13,14** (7,63) | 7,87 (7,75) | 1,97 (8,11) | -4,75 (10,44) |
| Spécification 4 | 7,40 (5,65) | 15,27 (10,77) | 12,40* (7,58) | 7,57 (6,99) | 3,57 (6,68) | -2,40 (8,91) |
| Modèle différenciant l'école publique et privée (École privée) | | | | | | |
| Spécification 1 | 8,15 (11,56) | 21,42 (18,38) | 15,70 (14,40) | 6,92 (11,97) | 3,99 (15,63) | -7,55 (15,09) |
| Spécification 2 | 8,95 (11,19) | 22,58 (19,49) | 17,25 (13,77) | 6,69 (12,85) | 3,41 (14,50) | -4,92 (16,67) |
| Spécification 3 | 6,14 (12,11) | 14,44 (23,47) | 9,22 (15,10) | 4,21 (13,54) | 2,04 (13,10) | -7,36 (18,80) |
| Spécification 4 | 5,67 (10,30) | 16,77 (20,81) | 7,93 (13,44) | 4,74 (10,22) | 1,16 (14,01) | -2,40 (18,65) |

Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

*** Coefficient significatif à 5 %

** Coefficient significatif à 10 %

* Coefficient significatif à 15 %

Tableau 5.11: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en science avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile pour les élèves de 10e année

| Spécification | MCO | Q10 | Q25 | Q50 | Q75 | Q90 |
|---------------------------------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|------------------|--------------------|
| Modèle régulier | | | | | | |
| Spécification 1 | -1,45 (5,41) | 3,54 (8,77) | 1,04 (6,52) | -1,68 (6,09) | -6,42 (6,69) | -12,93** (6,85) |
| Spécification 2 | -0,25 (5,18) | 3,11 (8,63) | 2,40 (6,53) | 0,50 (6,47) | -4,89 (6,59) | -12,13* (7,39) |
| Spécification 3 | 0,76 (5,44) | 4,95 (10,19) | 2,10 (6,74) | 2,64 (6,75) | -5,54 (6,66) | -10,69 (7,70) |
| Spécification 4 | -0,38 (4,81) | 4,63 (9,35) | 1,72 (6,85) | -0,10 (6,06) | -4,60 (5,78) | 5,66 (7,23) |
| Modèle incluant seulement les garçons | | | | | | |
| Spécification 1 | 3,84 (7,51) | 11,92 (13,27) | 5,28 (8,80) | 3,71 (8,51) | -0,73 (9,69) | -10,84 (9,65) |
| Spécification 2 | 5,88 (7,31) | 13,84 (12,80) | 8,50 (8,30) | 6,23 (9,06) | 0,58 (9,54) | -9,64 (10,22) |
| Spécification 3 | 7,13 (7,48) | 11,33 (15,36) | 5,51 (8,26) | 7,05 (8,74) | 1,31 (8,84) | -3,48 (10,46) |
| Spécification 4 | 5,03 (6,56) | 9,36 (15,31) | 4,20 (9,30) | 4,75 (8,23) | 1,84 (8,24) | -0,10 (8,37) |
| Modèle incluant seulement les filles | | | | | | |
| Spécification 1 | -5,75 (5,71) | -2,33 (10,32) | -2,07 (9,41) | -3,28 (6,51) | -10,25 (8,70) | -15,92 (10,78) |
| Spécification 2 | -5,41 (5,82) | 4,60 (9,19) | -1,01 (8,29) | -3,29 (8,19) | -9,63 (9,24) | -14,65 (10,71) |
| Spécification 3 | -4,67 (5,99) | -0,21 (11,86) | 2,10 (7,81) | -2,21 (8,96) | -10,80 (8,72) | -17,56 (11,12) |
| Spécification 4 | -4,76 (5,51) | 0,34 (11,27) | -0,37 (9,34) | -3,95 (6,70) | -8,29 (7,40) | -10,17 (10,93) |

Suite à la page suivante

Tableau 5.11: Impact de la réforme sur les centiles des compétences cognitives en science avec les modèles de différence-en-différences et des régressions par quantile pour les élèves de 10e année (*suite*)

| Modèle différenciant l'école publique et privée (École publique) | | | | | | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|---------------------|
| Spécification 1 | -1,11 (5,78) | 3,84 (10,84) | 2,65 (6,99) | -1,10 (7,41) | -5,88 (7,46) | -11,79* (7,96) |
| Spécification 2 | 0,47 (6,51) | 6,03 (9,29) | 4,07 (6,56) | 1,28 (6,75) | -6,18 (6,81) | -11,53* (7,86) |
| Spécification 3 | 4,50 (5,96) | 9,50 (10,34) | 6,70 (7,83) | 5,69 (7,40) | -2,58 (7,07) | -7,27 (9,49) |
| Spécification 4 | 3,62 (6,89) | 14,39 (10,98) | 14,63** (8,09) | 0,85 (7,40) | -6,48 (7,32) | -11,51 (9,31) |
| Modèle différenciant l'école publique et privée (École privée) | | | | | | |
| Spécification 1 | -10,38 (10,86) | -12,68 (21,28) | -9,04 (12,82) | -5,88 (14,42) | -9,48 (10,91) | -21,11** (11,60) |
| Spécification 2 | -9,84 (10,70) | -8,66 (22,50) | -8,35 (12,24) | -5,28 (13,58) | -10,64 (10,35) | -18,15** (12,06) |
| Spécification 3 | -12,04 (10,90) | -9,86 (19,01) | -10,46 (14,27) | -7,39 (12,11) | -14,63 (11,56) | -19,94** (11,31) |
| Spécification 4 | -11,81 (8,40) | -5,72 (13,93) | -10,91 (12,14) | -7,96 (9,99) | -14,12 (10,45) | -19,18** (10,56) |

Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées avec les poids échantillonnaires et elles sont calculées grâce à la commande `pv` de Stata, un module pour faire des estimations à l'aide de valeurs plausibles (Macdonald, 2008).

*** Coefficient significatif à 5 %

** Coefficient significatif à 10 %

* Coefficient significatif à 15 %

CONCLUSION

Pour terminer la discussion, il est important de revenir sur les principales découvertes de cette recherche. Tout d'abord, le premier constat important est que la réforme n'a pas eu d'impact significatif sur la moyenne des compétences cognitives en lecture, en mathématiques et en sciences des jeunes de 15 ans. En analysant la réforme scolaire avec la méthode de la différence-en-différences, le changement sur les compétences des jeunes de 15 ans n'est pas statistiquement différent de zéro. De plus, il n'y a aucun effet notable pour certains sous-groupes tels que les garçons, les filles, les élèves du système public et ceux du système privé, et ce, quelle que soit la compétence testée. Selon ce constat, l'objectif de la réforme ne semble pas atteint.

Il est important de rappeler que l'objectif de la réforme est le « succès du plus grand nombre » (Ministère de l'Éducation, 1997, p. 3). Il est certain qu'un impact positif aurait pu être interprété comme une réussite de l'objectif précédemment fixé. Cependant, ce n'est pas totalement exact. Il est possible qu'un changement dans la distribution des compétences cognitives n'influence pas la moyenne de ce même groupe. C'est pourquoi l'analyse a été poussée plus loin. La principale tendance qui est observée semble montrer une réussite de la réforme. Pour chacun des ensembles de régressions faites, les coefficients semblent suggérer que la réforme a affecté positivement le bas de la distribution des scores PISA et négativement le haut de la distribution des scores PISA. Cette tendance, qui est néfaste pour le haut de la distribution seulement, pourrait être synonyme de réussite de la réforme si les coefficients des régressions avaient été globalement significatifs, ce qui n'est pas le cas.

En observant l'effet de la réforme sur les rangs centiles des compétences en lecture, la tendance principale qui se dégage est une baisse d'environ 15 à 20 points pour le 90e centile et aucun autre effet significatif au niveau du reste de la distribution. En outre

avec le fait qu'aucun effet sur les rangs centiles n'est ressorti à la suite des régressions sur les compétences en mathématiques et en sciences, nous pouvons donc dire que la réforme n'a pas atteint l'objectif d'améliorer le nombre d'étudiants de 15 ans atteignant la réussite. Cette conclusion est réaliste, puisque aucun impact notable n'est apparu à la suite du différence-en-différences à l'aide du MCO et puisqu'aucun effet n'est apparu à la suite de l'utilisation des régressions par quantile sur les rangs centiles inférieurs, c'est-à-dire le bas de la disposition des scores.

D'un autre point de vue, afin de tester la robustesse de nos résultats, une attention a été portée sur un échantillon différent. L'effet de la réforme a donc été observé chez les étudiants ayant atteint la 10e année d'enseignement scolaire à 15 ans. En ce qui concerne les compétences en lecture, nous obtenons le même résultat que celui qui est observé dans la première partie de l'analyse, c'est-à-dire qu'il n'y a aucun changement au niveau de la régression par MCO et des centiles inférieurs à 90. À propos du 90e centile une influence négative est observée. De plus, quelques coefficients positifs observés dans le cas du système d'éducation public au niveau du bas de la distribution donnent quelques arguments pour la thèse disant que la réforme a positivement atteint le bas distribution des scores PISA et inversement pour le haut. Du côté des compétences en mathématiques, le constat est différent. Les changements observés nous poussent à croire que la réforme a été une réussite. La différence-en-différences avec le MCO et les régressions sur les centiles inférieurs montrent des coefficients positifs. Cet impact est aussi présent très fortement chez les garçons, mais aucun impact n'est constaté chez les filles. Nous pouvons donc dire que la réforme est une réussite chez les étudiants de quinze ans étant en 10e année, cependant, l'implantation est un échec chez les filles. Ensuite pour les notes en sciences la réforme a nui aux meilleurs élèves du système privé, mais aucun autre impact n'est détecté.

Le constat général est simple : la réforme n'est pas une réussite selon l'analyse présentée. La seule réussite de la réforme concerne les compétences mathématiques des garçons de quinze ans étant à leur 10e année. Mis à part cet effet positif, l'objectif d'ensemble n'est pas atteint. Premièrement parce qu'une réforme scolaire ne doit pas

seulement cibler un des deux sexes et deuxièmement, bien qu'en considérant l'ensemble des étudiants l'effet de la réforme soit positif sur les compétences en mathématiques, l'objectif ne peut pas être atteint qu'avec une seule compétence cognitive. L'analyse des résultats est claire : la réforme n'a pas réussi à améliorer les compétences en sciences des jeunes et elle n'a réussi qu'à contraindre le haut de la distribution des scores PISA en lecture. Ainsi force est d'affirmer que la réforme n'a pas atteint l'objectif escompté.

Bien évidemment, l'analyse présentée ne tient pas compte du degré d'implantation de la réforme. Avec les données présentées, il n'est malheureusement pas possible de savoir si l'implantation a été faite comme prévu auprès des élèves. Puisque la réforme n'a pas été bien reçue de la part des professionnels de l'enseignement (cf. 1.1 page 7), la question qui doit être posée est : est-ce que les enseignants ont bel et bien appliqué les principes du programme ? Le mémoire présenté ne peut répondre à cette question. En l'absence de moyens de répondre à cette question, nous pouvons ainsi dire que la réforme scolaire planifiée par le gouvernement québécois en 1997 et implantée entre les années 2000 à 2009 tel qu'elle a été implantée n'a pas réussi à atteindre son principal objectif. De surcroît, elle n'a eu un impact positif que chez un échantillon restreint d'élève pour seulement une des compétences testées.

Étant au fait des recherches entreprises par Haeck *et al.* (2011) et sachant que leur recherche montre des résultats différents que ceux de ce mémoire, il pourrait être opportun d'étendre l'analyse de ces données et d'utiliser la méthode de « change-in-change » (Athey et Imbens, 2006) afin d'estimer l'impact de la réforme sur la distribution des compétences et ce directement sans passer par les régressions par quantile. De plus, il y a quelques autres enquêtes disponibles telles que le Programme international de recherche en lecture scolaire (PIRLS) et le Test international d'étude en mathématiques et en sciences (« Trends in International Mathematics and Science Study ») (TIMSS) et bientôt le PISA 2012 afin de continuer l'étude de l'impact de cette réforme.

Connaissant les bienfaits de l'amélioration des compétences cognitives chez les jeunes, le gouvernement québécois a échoué à une belle tentative de générer de la richesse

par la jeunesse. Sans nier la réussite de l'ensemble des élèves québécois en ce qui concerne les comparaisons nationales, le ministère de l'Éducation a échoué sur cet aspect du programme de réformes. Par contre, la réforme avait aussi comme objectifs de former de meilleurs citoyens et rien n'indique que les élèves ayant subi la réforme n'en seront pas des meilleurs. Ne connaissant pas les raisons pour lesquelles les compétences cognitives n'ont pas été améliorées, il pourrait être intéressant que des recherches en éducation se penchent sur les déterminants de cette non-réussite. Le jeu en vaut la chandelle puisque nous pourrions apprendre des expériences passées.

RÉFÉRENCES

- Acemoglu, D. et J. Angrist. 2001. *How Large are Human-Capital Externalities? Evidence from Compulsory-Schooling Laws*. Coll. « NBER Macroeconomics Annual 2000, Volume 15 ». Coll. « NBER Chapters », p. 9–74. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Angrist, J. et J. Pischke. 2008. *Mostly harmless econometrics : an empiricist's companion*. Coll. « Princeton University Press ». Princeton University Press.
- Angrist, J. D. et A. B. Krueger. 1991. « Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, no. 4, p. 979–1014.
- Angrist, J. D. et A. B. Krueger. 1999. *Empirical strategies in labor economics*. Coll. Ashenfelter, O. et D. Card, éditeurs, Coll. « *Handbook of Labor Economics* ». T. 3, série *Handbook of Labor Economics*, chapitre 23, p. 1277–1366. Elsevier.
- Athey, S. et G. W. Imbens. 2006. « Identification and inference in nonlinear difference-in-differences models », *Econometrica*, vol. 74, no. 2, p. 431–497.
- Becker, G. S. 1964. *Human Capital : A Theoretical and Empirical Analysis*. Coll. « NBER Books », no beck94-1. Columbia University Press for National Bureau of Economic Research, Inc.
- Bishop, J. H. 1989. « Is the test score decline responsible for the productivity growth decline? », *American Economic Review*, vol. 79, no. 1, p. 178–97.
- Blackburn, M. L. et D. Neumark. 1995. « Are OLS estimates of the return to schooling biased downward? another look », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 77, no. 2, p. 217–30.
- Cameron, S. V. et J. J. Heckman. 1998. « Life cycle schooling and dynamic selection bias : Models and evidence for five cohorts of american males », *Journal of Political Economy*, vol. 106, no. 2, p. 262–333.
- Commission des états généraux sur l'éducation. 1995-1996. *Rénover notre système d'éducation : dix chantiers prioritaires*. Gouvernement du Québec. <http://www.mels.gouv.qc.ca/etat-gen/rapfinal/tmat.htm>. Consulté le 17 Juin 2011.

- Ganzeboon, H. B., P. D. Graaf, D. J. Treiman, et J. D. Leeuw. 1992. « Black/white differences in schooling and employment », *Social Science Research*, vol. 21, no. 1, p. 1–56.
- Gouvernement de la Nouvelle-Écosse. 2008. New age of entry for primary in september. Department of education - News release. <http://www.gov.ns.ca/news/details.asp?id=20080111001>. Consulté le 16 Mars 2012.
- Grogger, J. et E. Eide. 1995. « Changes in college skills and the rise in the college wage premium », *Journal of Human Resources*, vol. 30, no. 2, p. 280–310.
- Groupe de travail sur la réforme du curriculum. 1997. Réaffirmer l'école. Ministère de l'éducation.
- Groupe de travail sur les profils de formation au primaire et au secondaire. 1994. Préparer les jeunes au 21^e siècle. Ministère de l'éducation.
- Haeck, C., P. Lefebvre, et P. Merrigan. 2011. All students left behind : an ambitious provincial school reform in canada, but poor math achievements from grade 2 to 10. Cahiers de recherche no. 1135, CIRPEE.
- Hanushek, E. *Education and race : an analysis of the educational production process*. Coll. « Studies in education ».
- Hanushek, E. A. 1979. « Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions », *Journal of Human Resources*, vol. 14, no. 3, p. 351–388.
- Hanushek, E. A. et R. R. Pace. 1995. « Who chooses to teach (and why) ? », *Economics of Education Review*, vol. 14, no. 2, p. 101–117.
- Hanushek, E. A., S. G. Rivkin, et L. L. Taylor. 1996. « Aggregation and the estimated effects of school resources », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 78, no. 4, p. 611–27.
- Hanushek, E. A. et L. Woessmann. 2008. « The role of cognitive skills in economic development », *Journal of Economic Literature*, vol. 46, no. 3, p. 607–68.
- Hanushek, E. A. et L. Woessmann. 2010. How much do educational outcomes matter in oecd countries? IZA Discussion Papers no. 5401, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Knighton, T. et P. Bussière. 2006. « Educational outcomes at age 19 associated with reading ability at age 15. », *Centre for education statistics*, no. 43.
- Lazear, E. P. 2003. « Firm-specific human capital : A skill-weights approach », no. 9679.
- Lüdemann, E. 2011. Intended and unintended short-run effects of the introduction of central exit exams : Evidence from Germany. Rapport préliminaire, Institute for Economic Research.

- Lefebvre, P. et P. Merrigan. 2009. Public subsidies to private schools do make a difference for achievement in mathematics : Longitudinal evidence from Canada. Rapport.
- Macdonald, K. 2008. P_v : Stata module to perform estimation with plausible values. Statistical Software Components, Boston College Department of Economics.
- Meghir, C. et M. Palme. 2005. « Educational reform, ability, and family background », *American Economic Review*, vol. 95, no. 1, p. 414–424.
- Mincer, J. 1958. « Investment in human capital and personal income distribution », *Journal of Political Economy*, vol. 66, p. 281.
- Ministère de l'Éducation. 1997. L'école, tout un programme. Gouvernement du Québec.
- . 2001. Programme de formation de l'école québécoise — Éducation préscolaire — enseignement primaire. Gouvernement du Québec.
- . 2004a. Programme de formation de l'école québécoise — calendrier d'implantation. Gouvernement du Québec. [http ://www.mels.gouv.qc.ca/DGFJ/dp-programme_de_formation/calendrier/calendrier.pdf](http://www.mels.gouv.qc.ca/DGFJ/dp-programme_de_formation/calendrier/calendrier.pdf). Consulté le 11 Juillet 2011.
- . 2004b. Programme de formation de l'école québécoise — enseignement secondaire, premier cycle. Gouvernement du Québec.
- . 2007. Programme de formation de l'école québécoise — enseignement secondaire, deuxième cycle. Gouvernement du Québec. [http ://www.mels.gouv.qc.ca/sections/programmeFormation/secondaire2/](http://www.mels.gouv.qc.ca/sections/programmeFormation/secondaire2/). Consulté le 21 Juin 2011.
- . 2008. Mission du ministère de l'Éducation, du loisir et du sport. Gouvernement du Québec. [http ://www.mels.gouv.qc.ca/ministere/ministere/](http://www.mels.gouv.qc.ca/ministere/ministere/). Consulté le 8 Juillet 2011.
- . 2010. La performance des jeunes en lecture, en mathématique et en sciences. résultats obtenus par les élèves québécois de 15 ans. Gouvernement du Québec.
- . 2012. Régime pédagogique de l'éducation préscolaire, de l'enseignement primaire et de l'enseignement secondaire. Gouvernement du Québec. [http ://www.mels.gouv.qc.ca/legislat/Regime_ped/projet_regime_ped/epps_f.pdf](http://www.mels.gouv.qc.ca/legislat/Regime_ped/projet_regime_ped/epps_f.pdf). Consulté le 16 Mars 2012.
- Mulligan, C. B. 1999. « Galton versus the human capital approach to inheritance », *Journal of Political Economy*, vol. 107, no. S6, p. S184–S224.
- Murnane, R. J., J. B. Willett, Y. Duhaldeborde, et J. H. Tyler. 2000. « How important are the cognitive skills of teenagers in predicting subsequent earnings ? », *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 19, no. 4, p. 547–568.
- Murnane, R. J., J. B. Willett, et F. Levy. 1995. « The growing importance of cognitive skills in wage determination », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 77,

- no. 2, p. 251–66.
- Neal, D. A. et W. R. Johnson. 1996. « The role of premarket factors in black-white wage differences », *Journal of Political Economy*, vol. 104, no. 5, p. 869–95.
- OCDE. 2000. *PISA Mesurer les connaissances et les compétences des élèves : Lecture, mathématiques et science : l'évaluation de PISA 2000*. Coll. « Enseignement et compétences ».
- . 2001. *PISA Connaissances et compétences : des atouts pour la vie : Premiers résultats de PISA 2000*. Coll. « Enseignement et compétences ».
- . 2005. La définition et la sélection des compétences clés. <http://www.oecd.org/dataoecd/36/55/35693273.pdf>. Consulté le 15 Juillet 2011.
- OCDE. 2009. PISA data analysis manual. Program for International Student Assessment.
- PISA Canada. 2010. Qu'est-ce que PISA. Gouvernement du Canada. <http://www.pisa.gc.ca/fra/accueil.shtml>. Consulté le 13 Juillet 2011.
- Rivkin, S. G. 1995. « Black/white differences in schooling and employment », *Journal of Human Resources*, vol. 30, no. 4, p. 826–852.
- Statistique Canada. 2001. À la hauteur : Résultats canadiens de l'étude PISA de l'OCDE. Gouvernement du Canada.
- . 2004a. À la hauteur : Résultats canadiens de l'étude PISA de l'OCDE. Gouvernement du Canada.
- . 2004b. Le bulletin technique et d'information des centres de données de recherche. Cahiers de recherche, CIRPEE.
- . 2005. Enquête auprès des jeunes en transition — la cohorte de lecture de l'ejet — cycle 1 — guide de l'utilisateur EJET. Gouvernement du Canada.
- . 2007. À la hauteur : Résultats canadiens de l'étude PISA de l'OCDE. Gouvernement du Canada.
- . 2010. À la hauteur : Résultats canadiens de l'étude PISA de l'OCDE. Gouvernement du Canada.
- Tyler, J. H., R. J. Murnane, et J. B. Willett. 1999. « Do the cognitive skills of school dropouts matter in the labor market ? », no. 7101.
- UNESCO. 2006. Classification internationale type de l'éducation cite 1997. <http://www.uis.unesco.org/Library/Documents/isc97-fr.pdf>. Consulté le 28 Mars 2012.

Wu, M. L. et R. J. Adams. 2002. « Plausible values—why they are important. ». In *International Objective Measurement Workshop*.